



Projektbericht

RWI – Leibniz-Institut für Wirtschaftsforschung
Institut für Angewandte Wirtschaftsforschung (IAW)

Auswirkungen des gesetzlichen Mindestlohns auf Löhne und Arbeitszeiten

Studie im Auftrag der Mindestlohnkommission

Projektvergabe durch die Bundesanstalt für Arbeitsschutz und
Arbeitsmedizin (BAuA)

Vergabe-Nr. 547 615-Wa-MLK 015
Endbericht

31. Januar 2022



INSTITUT FÜR ANGEWANDTE
WIRTSCHAFTSFORSCHUNG e.V.
an der Universität Tübingen



Impressum

Herausgeber:

RWI – Leibniz-Institut für Wirtschaftsforschung
Hohenzollernstraße 1-3 | 45128 Essen, Germany

Postanschrift:

Postfach 10 30 54 | 45030 Essen, Germany

Fon: +49 201-81 49-0 | E-Mail: rwi@rwi-essen.de
www.rwi-essen.de

Vorstand

Prof. Dr. Dr. h. c. Christoph M. Schmidt (Präsident)
Prof. Dr. Thomas K. Bauer (Vizepräsident)
Dr. Stefan Rumpf (administrativer Vorstand)

© RWI 2022

Der Nachdruck, auch auszugsweise, ist nur mit Genehmigung des RWI gestattet.

RWI Projektbericht

Schriftleitung: Prof. Dr. Dr. h. c. Christoph M. Schmidt

Gestaltung: Daniela Schwindt, Magdalena Franke, Claudia Lohkamp

Auswirkungen des gesetzlichen Mindestlohns auf Löhne und Arbeitszeiten

Studie im Auftrag der Mindestlohnkommission

Projektvergabe durch die Bundesanstalt für Arbeitsschutz und Arbeitsmedizin
(BAuA)

Vergabe-Nr. 547 615-Wa-MLK 015

Endbericht

Projektteam

Prof. Dr. Ronald Bachmann (RWI), Prof. Dr. Bernhard Boockmann (IAW), Myrielle Gonschor (RWI), René Kalweit (IAW), Roman Klauser (RWI), Dr. Natalie Laub (IAW), Dr. Christian Rulff (RWI) und Dr. Christina Vonnahme (RWI)

Das Projektteam dankt Dr. Hanna Frings für fachliche Beratung sowie Maren Baumgärtner, Judith Lehner, Rachel Kühn, Marianne Kutzner und Jurek Tiedemann für Unterstützung bei der Erstellung des Berichts.

Executive Summary

Die vorliegende Studie liefert deskriptive und kausale Evidenz zu Mindestlohneffekten in Bezug auf die Ergebnisgrößen Stundenlöhne, Monatslöhne, Lohnungleichheit, Lohnmobilität, Arbeitszeit – inklusive Arbeitsvolumen, Pausenregelungen, Mehrarbeit und Arbeitszeiterfassung – und Nebentätigkeiten. Zudem werden die Auswirkungen der Corona-Pandemie auf Beschäftigte im Mindestlohnbereich abgeschätzt. Die deskriptive Evidenz hinsichtlich Löhnen und Arbeitszeit beruht auf den Datensätzen der Verdienststrukturerhebung bzw. der Verdiensterhebung (VSE/VE) und dem Sozio-oekonomischen Panel (SOEP). Die Kausalanalysen werden aufgrund der Beschaffenheit der Datensätze ausschließlich anhand der SOEP-Daten durchgeführt.

Die deskriptiven Analysen der Stundenlöhne zeigen, dass es bei der Einführung bzw. den Erhöhungen des Mindestlohns zu Erhöhungen des Stundenlohns im unteren Lohnbereich gekommen ist. Dies ist sowohl für die Stundenlöhne im SOEP als auch in der VSE/VE zu beobachten, wobei die Anstiege in der VSE/VE stärker ausfallen als im SOEP und in der VSE/VE nach der Mindestlohneinführung noch höher ausfielen als nach den folgenden Mindestlohnerhöhungen. Die Änderungen sind außerdem etwas größer in Ostdeutschland. Zudem lassen sich in der VSE/VE insbesondere für Minijobs, die typischerweise niedrige Stundenlöhne aufweisen, Anstiege der Stundenlöhne erkennen.

Die Kausalanalysen für Stundenlöhne bestätigen die Richtung der deskriptiven Befunde zur Entwicklung der Stundenlöhne. Jedoch können in dieser Studie nur für 2018 und 2019 kausale Effekte auf die Stundenlöhne von vom Mindestlohn Betroffenen nachgewiesen werden. Frühere Studien ergaben positive Auswirkungen der Einführung des Mindestlohns auf Stundenlöhne, aber keine signifikanten Auswirkungen dessen erster Anpassung. Allerdings geben die Koeffizienten in der aktuellen Studie Hinweise darauf, dass Beschäftigte im untersten Lohnsegment, die auch nach 2015 Stundenlöhne unterhalb des ersten Mindestlohns erhielten, zumindest in den Folgejahren im Rahmen der Mindestlohnerhöhungen 2017 und 2019 von Lohnerhöhungen profitierten. Direkt abgefragte Stundenlöhne liegen im SOEP seit 2017 vor. Hier zeigen sich höhere Stundenlöhne im Mindestlohnbereich und geringere Raten der *non-compliance* mit dem Mindestlohn als bei den aus Monatslöhnen und Arbeitszeit berechneten Stundenlöhnen, die Grundlage der sonstigen deskriptiven und kausalen Analysen der vorliegenden Studie sind.

Auch für Monatslöhne sind Erhöhungen im Zeitverlauf seit der Einführung des Mindestlohns erkennbar, die bei den deskriptiven Analysen prozentual ähnlich zu den Stundenlohnerhöhungen ausfallen. Sie erfolgen bei den Monatslöhnen ebenfalls vor allem im unteren Bereich der Stundenlohnverteilungen und sind in Ostdeutschland besonders ausgeprägt. Bei den Kausalanalysen zeigt sich jedoch ein weniger eindeutiges Bild als bei den Stundenlöhnen, es ergeben sich keine kausalen Hinweise auf Erhöhungen der Monatslöhne infolge der Einführung bzw. Erhöhungen des Mindestlohns. Auch die Heterogenitätsanalysen zeigen keine eindeutigen kausalen Effekte für einzelne betrachtete Gruppen.

Entsprechend der Befunde zu Stunden- und Monatslöhnen, die ein moderates Wachstum im unteren Bereich der Lohnverteilung zeigen, hat die Lohnungleichheit nach der Einführung des Mindestlohns abgenommen. Dies ergeben sowohl die deskriptiven Analysen zu einzelnen Abschnitten der Lohnverteilung als auch die kausalen Analysen, deren Aussagekraft allerdings teilweise eingeschränkt ist, da in einigen Fällen die Grundannahmen des Schätzmodells verletzt werden.

Insgesamt bestätigen auch die Ungleichheitsanalysen, dass die Mindestlohneffekte auf Stundenlöhne größer waren als auf Monatslöhne.

Hinsichtlich der Lohnmobilität zeigt die deskriptive Evidenz einen Anstieg im unteren Lohnsegment. Auch die kausalen Analysen zeigen einen positiven Effekt des Mindestlohns auf die Gesamt- und Aufwärtsmobilität nach der Einführung des Mindestlohns. Die Effekte lassen sich darauf zurückführen, dass Stundenlöhne, die zuvor unterhalb des Mindestlohns lagen, auf die Höhe des Mindestlohns angehoben wurden und die Beschäftigten dadurch eine Aufwärtsmobilität erfahren. Eine Reduktion der Abwärtsmobilität ist hingegen nicht zu erkennen.

Deskriptive Analysen der Arbeitszeit liefern Hinweise auf Arbeitszeitreduzierungen im Zuge des Mindestlohns, die jedoch relativ klein ausfallen. Es zeigt sich, dass die Arbeitszeit in stark vom Mindestlohn betroffenen Regionen etwas stärker gesunken ist als in den weniger stark betroffenen Regionen. Die Kausalanalysen bestätigen geringe negative Auswirkungen des Mindestlohns sowohl auf die vertraglich vereinbarte als auch auf die tatsächliche Arbeitszeit. Dabei gehen die tatsächlichen Arbeitszeiten tendenziell stärker zurück als die vertraglich vereinbarten, was sich aber über den Gesamtzeitraum von 2014 bis 2019 nicht kausal nachweisen lässt. Der Rückgang der Arbeitszeit konzentriert sich auf Beschäftigte in Midijobs, Teilzeitbeschäftigte und Beschäftigte mit geringem Monatslohn.

Bei den Pausenregelungen sind insgesamt keine Anzeichen für einen Zusammenhang zwischen dem Mindestlohn einerseits und Pausenansprüchen oder der Inanspruchnahme von Pausenzeiten andererseits zu erkennen. Allerdings zeigt sich bei geringfügig Beschäftigten nach Einführung des Mindestlohnes ein deutliches Absinken des Anteils der Personen, die angeben, Anspruch auf eine Arbeitspause zu haben.

Die Arbeitszeiterfassung ist in der Gruppe der Personen, die über dem geltenden Mindestlohn entlohnt werden, etwas weiter verbreitet und ist stärker automatisiert als in der Gruppe der Personen mit einem niedrigeren Verdienst. In Beschäftigungsverhältnissen, für die eine Arbeitszeiterfassung verpflichtend ist, findet diese weder häufiger noch seltener statt als in Beschäftigungsverhältnissen, bei denen diese Pflicht nicht besteht. Allerdings wird die Arbeitszeit häufiger erfasst, wenn für ein Beschäftigungsverhältnis ein Stundenlohn vereinbart wurde. Es lässt sich außerdem zeigen, dass Mehrarbeit eher dann geleistet wird, wenn die Arbeitszeit nicht erfasst wird.

Eine deskriptive Betrachtung der Mehrarbeit zeigt keinen eindeutigen Effekt des Mindestlohns. So variiert das Bild etwa je nachdem, ob die Differenz zwischen vertraglich vereinbarter und tatsächlich geleisteter Arbeitszeit oder ob angegebene Überstunden betrachtet werden. Ein kausaler Effekt lässt sich bei keiner dieser beiden Messgrößen feststellen. Die deskriptiven Darstellungen zeigen jedoch, dass ein kleinerer Anteil der Personen mit einem Stundenlohn oberhalb des Mindestlohns Überstunden bezahlt bekommt als dies bei Personen mit einem niedrigeren Verdienst der Fall ist.

Bei den Analysen der Nebentätigkeiten zeigen verschiedene deskriptive Indikatoren einen leichten Anstieg der Bedeutung von Nebentätigkeiten nach der Einführung des Mindestlohns. Es zeigen sich jedoch keine kausalen Effekte des Mindestlohns auf die Ausübung von Nebentätigkeiten. Dies ist konsistent mit dem Ergebnis, dass sich die Gründe für die Ausübung einer Nebentätigkeit über die Zeit kaum geändert haben. Das Motiv des Hinzuverdiensts zur Haupttätigkeit spielt auch nach Einführung und Erhöhungen des Mindestlohns eine wichtige Rolle.

Die Auswirkungen der Corona-Pandemie auf die Beschäftigten im Mindestlohnbereich wurden mithilfe theoretischer Überlegungen und der vorhandenen Evidenz abgeschätzt. Hierbei zeigt sich, dass es während der Corona-Pandemie insgesamt zu starken Arbeitszeitverkürzungen kam. Die Auswirkungen auf Löhne sind hingegen noch kaum erforscht. Zudem wird deutlich, dass die Arbeitszeitverkürzungen Beschäftigte im Niedriglohnbereich stärker betrafen als höher entlohnte Beschäftigte, da Beschäftigte im Niedriglohnbereich besonders häufig in von der Pandemie stark betroffenen Wirtschaftszweigen tätig sind. Der Großteil der Arbeitszeitverkürzungen, z.B. durch Kurzarbeit, werden voraussichtlich nur kurzfristig Bestand haben.

Inhalt

1	Einleitung	11
2	Daten.....	13
2.1	Grundlegende Beschreibung von SOEP und VSE/VE	13
2.2	Konzeptionelle Gegenüberstellung von VSE/VE und SOEP	14
2.3	Beschreibung der Aufbereitung der Stichproben	16
2.4	Komposition der verwendeten Querschnittsstichproben (inklusive Selektivität VSE/VE)	22
2.5	Methoden	25
3	Stundenlöhne.....	37
3.1	Einleitung und Literatur	37
3.2	Stundenlöhne: Deskriptive Evidenz	39
3.3	Direkt abgefragte Brutto-Stundenlöhne.....	53
3.4	Stundenlöhne: Kausalanalysen	61
4	Monatslöhne.....	80
4.1	Einleitung und Literatur	80
4.2	Monatslöhne: Deskriptive Evidenz	80
4.3	Monatslöhne: Kausalanalysen	87
5	Lohnungleichheit	93
5.1	Einleitung und Literatur	93
5.2	Lohnungleichheit: Deskriptive Evidenz.....	93
5.3	Lohnungleichheit: Kausalanalysen.....	97
6	Lohnmobilität.....	102
6.1	Lohnmobilität: Deskriptive Evidenz	104
6.2	Lohnmobilität: Kausalanalysen	113
7	Arbeitszeit	116
7.1	Einleitung und Literatur	116
7.2	Arbeitszeit: Deskriptive Evidenz	118
7.3	Arbeitszeit: Kausalanalysen	126
7.3.1	Deskriptive Befunde.....	126
7.3.2	Schätzergebnisse mit regionalem Ansatz	128
7.3.3	Schätzergebnisse mit individuellem Ansatz.....	132
7.3.4	Robustheitsanalysen.....	135
7.3.5	Heterogenitätsanalysen.....	137
7.4	Arbeitsvolumen.....	142
7.5	Pausenregelungen	144
7.6	Arbeitszeiterfassung	146
8	Bezahlte und unbezahlte Mehrarbeit.....	152
9	Nebentätigkeiten	160
9.1	Einleitung und Literatur	160
9.2	Die Erfassung von Nebentätigkeiten im SOEP und Konsequenzen für die Analyse ..	160
9.3	Nebentätigkeiten: Deskriptive Evidenz.....	163
9.4	Nebentätigkeiten: Kausalanalysen	176
10	Abschätzung und Auswirkungen Corona	182
10.1	Einleitung	182
10.2	Hypothesen zur Entwicklung von Löhnen und Arbeitszeiten vor dem Hintergrund der Corona-Pandemie.....	182
10.3	Empirische Evidenz und Erkenntnisse aus der wissenschaftlichen Literatur	184

10.4	Implikationen für die künftige Mindestlohnforschung	186
11	Zusammenfassung und Ausblick.....	188
11.1	Zusammenfassung	188
11.2	Ausblick und Forschungsperspektiven	191
	Literaturverzeichnis.....	193
	Anhang	198
	Abkürzungsverzeichnis.....	254

Verzeichnis der Abbildungen

Abb. 2.1:	Eingriffsintensität des Mindestlohns (Kaitz-Index) nach Arbeitsmarktregion.....	36
Abb. 3.1:	Durchschnitte der Stundenlöhne nach Jahren	42
Abb. 3.2:	Verteilung der Stundenlöhne nach Jahren	47
Abb. 3.3:	Pen's Paraden der Stundenlöhne nach Jahren.....	49
Abb. 3.4:	Pen's Paraden der Stundenlöhne nach Jahren für geringfügig Beschäftigte	51
Abb. 4.1:	Durchschnitte der Monatslöhne nach Jahren	81
Abb. 4.2:	Verteilung der Monatslöhne nach Jahren	84
Abb. 4.3:	Pen's Paraden der Monatslöhne nach Jahren pro Stundenlohnperzentil	85
Abb. 5.1:	Wachstum der realen Monatslöhne nach Perzentil.....	94
Abb. 5.2:	Wachstum der realen vereinbarten Stundenlöhne nach Perzentil.....	95
Abb. 5.3:	Differenzen des Wachstums der realen Monatslöhne.....	95
Abb. 5.4:	Differenzen des Wachstums der realen vereinbarten Stundenlöhne.....	96
Abb. 6.1:	Mobilität zwischen Dezilen der Lohnverteilung: Kategorien	104
Abb. 6.2:	Aufwärtsmobilität zwischen Dezilen der Lohnverteilung: Größe.....	105
Abb. 6.3:	Abwärtsmobilität zwischen Dezilen der Lohnverteilung: Größe.....	106
Abb. 6.4:	Rangkorrelationen der Lohnmobilität nach Region	110
Abb. 7.1:	Durchschnitte der Wochenarbeitszeiten nach Jahren	119
Abb. 7.2:	Verteilung der Wochenarbeitszeiten nach Jahren	121
Abb. 7.3:	Pen's Paraden der Wochenarbeitszeiten nach Jahren pro Stundenlohnperzentil	124
Abb. 7.4:	Entwicklung der Arbeitszeiten nach Eingriffsintensität des Kaitz-Index	127
Abb. 9.1:	Anteil der Personen mit Haupt- und Nebenerwerb an allen mindestlohnberechtigten Erwerbstätigen	164
Abb. 9.2:	Durchschnittlicher Anteil des Nebentätigkeitslohns am Gesamtlohn	166
Abb. 9.3:	Durchschnittlicher Anteil der Nebentätigkeitsarbeitszeit an der Gesamtarbeitszeit.....	166
Abb. 9.4:	Durchschnittlicher Anteil des Nebentätigkeitslohns am Gesamtlohn im Niedriglohnsektor	168
Abb. 9.5:	Durchschnittlicher Anteil der Nebentätigkeitsarbeitszeit an der Gesamtarbeitszeit im Niedriglohnsektor	168
Abb. A 2.1	Personalisierte Lohnwachstumskurven für vertragliche Stundenlöhne	201
Abb. A 2.2	Relative personalisierte Lohnwachstumskurve für vertragliche Stundenlöhne ...	201
Abb. A 3.1	Durchschnitte der Stundenlöhne nach Jahren, Berechnung der Konfidenzintervalle durch Bootstrapping-Verfahren	207
Abb. A 3.2:	Verteilung der Stundenlöhne nach Jahren (gesamte Verteilung)	207

Abb. A 3.3:	Pen's Paraden der Stundenlöhne nach Jahren für sozialversicherungspflichtig Beschäftigte	209
Abb. A 3.4:	Pen's Paraden der Stundenlöhne nach Jahren für Ost- und Westdeutschland	211
Abb. A 4.1:	Pen's Paraden der Monatslöhne nach Jahren für geringfügig und sozialversicherungspflichtig Beschäftigte pro Stundenlohnperzentil.....	223
Abb. A 4.2:	Pen's Paraden der Monatslöhne nach Jahren für Ost- und Westdeutschland pro Stundenlohnperzentil.....	225
Abb. A 5.1:	Wachstum der realen tatsächlichen Stundenlöhne nach Perzentil	229
Abb. A 5.2:	Differenzen des Wachstums der realen tatsächlichen Stundenlöhne	229
Abb. A 5.3:	Perzentile der logarithmierten realen Monatslöhne im Zeitverlauf	230
Abb. A 5.4:	Perzentile der logarithmierten realen vereinbarten Stundenlöhne im Zeitverlauf.....	230
Abb. A 5.5:	Perzentile der logarithmierten tatsächlichen Stundenlöhne im Zeitverlauf	231
Abb. A 5.6:	Wachstum der realen Monatslöhne nach Perzentil (VSE/VE).....	231
Abb. A 5.7:	Wachstum der realen Stundenlöhne nach Perzentil (VSE/VE).....	232
Abb. A 6.1:	Rangkorrelationen der Lohnmobilität nach Jahresübergängen	236
Abb. A 6.2:	Verteilung der Rangwechsel zwischen Lohnperzentilen	237
Abb. A 6.3:	Varianz der Verteilung der Rangwechsel zwischen Lohnperzentilen	238
Abb. A 7.1:	Pen's Paraden der Wochenarbeitszeiten nach Jahren für geringfügig und sozialversicherungspflichtig Beschäftigte pro Stundenlohnperzentil.....	242
Abb. A 7.2:	Pen's Paraden der Wochenarbeitszeiten nach Jahren für Ost- und Westdeutschland pro Stundenlohnperzentil.....	245
Abb. A 8.1:	Pen's Paraden der Mehrarbeit nach Jahren pro Stundenlohnperzentil.....	248

Verzeichnis der Tabellen

Tab. 2.1:	Querschnittsstichprobengröße nach Jahren	18
Tab. 2.2:	Komposition der Querschnittsstichproben nach Jahren	21
Tab. 2.3:	Komposition der SOEP-Querschnittsstichprobe nach Jahren und Stundenlöhnen.	23
Tab. 2.4:	Komposition der VSE/VE-Querschnittsstichprobe nach Jahren und Stundenlöhnen	25
Tab. 3.1:	Operationalisierung der Stundenlöhne: Verwendete Konzepte von Arbeitszeit und Monatslöhnen.....	40
Tab. 3.2:	Durchschnitte und Standardabweichungen der Stundenlöhne nach Jahren und Lohngruppen.....	43
Tab. 3.3:	Unterschreitungen des Mindestlohns nach Jahren	44
Tab. 3.4:	Verteilung der direkt abgefragten Stundenlöhne nach Lohngruppen	54
Tab. 3.5:	Mittelwerte und Standardabweichungen direkt abgefragter und berechneter Löhne nach Lohngruppen	55
Tab. 3.6 :	Mindestlohn-Berechtigte nach direkt abgefragtem und berechnetem Stundenlohn.....	58
Tab. 3.7:	Regressionsergebnisse zur Differenz von abgefragtem und berechnetem Stundenlohn.....	59
Tab. 3.8:	Mindestlohneffekte auf das relative Wachstum von vertraglichen Stundenlöhnen	62
Tab. 3.9:	Mindestlohneffekte auf das relative Wachstum von tatsächlichen Stundenlöhnen	66

Tab. 3.10:	Robustheitsanalysen für vertragliche Stundenlöhne	70
Tab. 3.11:	Tests auf <i>Spillover</i> -Effekte mit vertraglichen Stundenlöhnen	72
Tab. 3.12:	Heterogenitätsanalysen nach Beschäftigungsart für vertragliche Stundenlöhne...	75
Tab. 3.13:	Heterogenitätsanalysen nach Geschlecht bzw. Region (West/Ost) für vertragliche Stundenlöhne	77
Tab. 4.1:	Durchschnitte und Standardabweichungen der Monatslöhne nach Jahren und Lohngruppen	82
Tab. 4.2:	Mindestlohneffekte auf das relative Wachstum von Bruttomonatslöhnen	88
Tab. 5.1:	Mindestlohneffekte auf die unbedingte Verteilung der Monatslöhne	98
Tab. 5.2:	Mindestlohneffekte auf die unbedingte Verteilung der vereinbarten Stundenlöhne	100
Tab. 6.1:	Determinanten der Lohnmobilität (Dezilwechsel, Logit-Modell).....	107
Tab. 6.2:	<i>Recentered-Influence-Function</i> -(RIF)-Modell zur Veränderung der Verteilung der Lohnmobilität	112
Tab. 6.3:	Regionale DiD-Effekte zur Beurteilung der Lohnmobilität	114
Tab. 7.1:	Durchschnitte und Standardabweichungen der Wochenarbeitszeiten nach Jahren und Lohngruppen	120
Tab. 7.2:	Mindestlohneffekte auf die vertragliche Arbeitszeit	129
Tab. 7.3:	Mindestlohneffekte auf die tatsächliche Arbeitszeit	131
Tab. 7.4:	Mindestlohneffekt auf die vertragliche Arbeitszeit: individueller DiD-Ansatz.....	134
Tab. 7.5:	Mindestlohneffekte auf die vertragliche und tatsächliche Arbeitszeit nach Beschäftigungsart und Geschlecht	137
Tab. 7.6:	Mindestlohneffekte auf die vertragliche und tatsächliche Arbeitszeit nach Quintilen des Bruttomonatslohns	139
Tab. 7.7:	Mindestlohneffekte auf die vertragliche Arbeitszeit nach unmittelbarer Betroffenheit vom Mindestlohn.....	141
Tab. 7.8:	Entwicklung des Kaitz-Index in Deutschland	143
Tab. 7.9:	Pausenanspruch (Anteile und Minuten) sowie in Anspruch genommene Pausen	145
Tab. 7.10:	Arbeitszeiterfassung nach Stundenlohn unterhalb/oberhalb des Mindestlohns .	147
Tab. 7.11:	Pflicht zur Arbeitszeiterfassung und Erfassungspraxis	148
Tab. 7.12:	Arbeitszeiterfassung nach Betriebsgröße.....	149
Tab. 7.13:	Arbeitszeiterfassung nach Art der Lohnvereinbarung.....	150
Tab. 8.1:	Mehrarbeit nach Stundenlohn unterhalb/oberhalb des Mindestlohns.....	152
Tab. 8.2:	Mehrarbeit für verschiedene Subgruppen	154
Tab. 8.3:	Nutzung eines Arbeitszeitkontos nach Stundenlohn unterhalb/oberhalb des Mindestlohns	156
Tab. 8.4:	Abgeltung der Überstunden nach Stundenlohn unterhalb/oberhalb des Mindestlohns	157
Tab. 8.5:	Regressionsanalysen zur Mehrarbeit	158
Tab. 9.1:	Anzahl an Personen mit relevantem Nebenerwerb	163
Tab. 9.2:	Absolute Löhne und Arbeitszeiten im Nebenerwerb	165
Tab. 9.3:	Regression zum Lohnanteil von Nebentätigkeiten.....	169
Tab. 9.4:	Komposition der Nebentätigkeitsquerschnittsstichprobe nach Jahren	171
Tab. 9.5:	Arbeitszeitwunsch	172
Tab. 9.6:	Logit-Modell zur Ausübung einer Nebentätigkeit (Männer)	174
Tab. 9.7:	Logit-Modell zur Ausübung einer Nebentätigkeit (Frauen).....	175
Tab. 9.8:	Individueller DiD-Ansatz zur Ausübung einer Nebentätigkeit.....	177
Tab. 9.9:	Individueller DiDiD-Ansatz zum Lohnwachstum inkl. Nebenerwerb.....	179

Tab. A 2.1: Vergleich von Querschnittsstichproben und Längsschnitt-Basisstichprobe im SOEP.....	198
Tab. A 2.2: Komposition von Behandlungsgruppen und Kontrollgruppe nach Jahren.....	199
Tab. A 2.3: Komposition von Behandlungsgruppen und Kontrollgruppe im Jahresdurchschnitt.....	200
Tab. A 3.1: Mindestlohneffekte auf das relative Wachstum von vertraglichen Stundenlöhnen: einschließlich Koeffizienten für Kontrollvariablen.....	202
Tab. A 3.2: Mindestlohneffekte auf das relative Wachstum von vertraglichen Stundenlöhnen: separate Schätzungen.....	204
Tab. A 3.3: Mindestlohneffekte auf das Wachstum von vertraglichen Stundenlöhnen: regionaler DiD-Ansatz.....	206
Tab. A 4.1: Robustheitsanalysen für Bruttomonatslöhne.....	214
Tab. A 4.2: Tests auf <i>Spillover</i> -Effekte für Bruttomonatslöhne.....	216
Tab. A 4.3: Heterogenitätsanalysen nach Beschäftigungsart für Monatslöhne.....	218
Tab. A 4.4: Heterogenitätsanalysen nach Geschlecht bzw. Region (West/Ost) für Monatslöhne.....	219
Tab. A 4.5: Mindestlohneffekte auf das relative Wachstum von Monatslöhnen: separate Schätzungen.....	221
Tab. A 5.1: Mindestlohneffekte auf die unbedingte Verteilung der tatsächlichen Stundenlöhne: einschließlich Koeffizienten für Kontrollvariablen.....	227
Tab. A 6.1: <i>Recentered-Influence-Function</i> -(RIF)-Modell zur Veränderung der Verteilung der Lohnmobilität, detaillierte Dekomposition.....	233
Tab. A 6.2: Robustheitsanalyse für regionale DiD-Effekte zur Beurteilung der Lohnmobilität (Referenzjahr 2012/2013).....	235
Tab. A 7.1: Hausman-Test zur Bestimmung des Schätzmodells.....	238
Tab. A 7.2: Mindestlohneffekte auf die vertragliche Arbeitszeit: alternative Spezifikationen.....	239
Tab. A 7.3: Mindestlohneffekte auf die vertragliche Arbeitszeit: Robustheitsanalysen mit alternativen Kaitz-Berechnungen.....	240
Tab. A 7.4: Mindestlohneffekte auf das Wachstum der vertraglichen Wochenarbeitszeiten (VSE).....	241
Tab. A 7.5: Durchschnittliche Mehrarbeit für geringfügig und sozialversicherungspflichtig Beschäftigte.....	241
Tab. A 8.1: Mehrarbeit nach Arbeitszeiterfassung ja/nein.....	247
Tab. A 9.1: Fragen zu Nebentätigkeiten im SOEP.....	249
Tab. A 9.2: Anzahl an Personen mit einer oder mehreren Nebentätigkeiten.....	249
Tab. A 9.3: Logit-Modell zur Ausübung einer Nebentätigkeit (im Niedriglohnsektor).....	250
Tab. A 9.4: Robustheitsanalyse für den individuellen DiDiD-Ansatz zur Ausübung einer Nebentätigkeit (Kontrollgruppe mit einem Lohn zwischen 9,19 Euro und 12 Euro).....	251
Tab. A 9.5: Robustheitsanalyse für den individuellen DiDiD-Ansatz zum Bruttomonatslohnwachstum inkl. Nebenerwerb (Kontrollgruppe mit einem Lohn zwischen 9,19 Euro und 12 Euro).....	252

1 Einleitung

Der gesetzliche Mindestlohn stellt als verbindliche Untergrenze für Stundenlöhne ein entscheidendes Instrument der deutschen Arbeitsmarktpolitik dar. Daher ist es von höchstem Interesse, ob die in Deutschland am 1. Januar 2015 erfolgte Einführung eines flächendeckenden gesetzlichen Mindestlohns von 8,50 Euro sowie die folgenden Erhöhungen eine entsprechende Wirkung entfaltet und somit einen Beitrag zum Schutz der Beschäftigten geleistet haben. In diesem Zusammenhang spielt eine wichtige Rolle, inwiefern sich Veränderungen im Stundenlohn auf den Monatslohn übertragen haben. So könnten Anpassungen der Arbeitszeit dazu führen, dass Veränderungen im Stundenlohn nicht zu äquivalenten Veränderungen des Monatslohns führen. Daher stellen der Monatslohn und die während eines Monats gearbeiteten Stunden zusätzlich zum Stundenlohn separate Untersuchungseinheiten dar.

Vor diesem Hintergrund hat die Mindestlohnkommission ein Forschungsprojekt zum Thema „Auswirkungen des gesetzlichen Mindestlohns auf Löhne und Arbeitszeiten“ (MLK015) vergeben, das vom RWI – Leibniz-Institut für Wirtschaftsforschung gemeinsam mit dem Institut für Angewandte Wirtschaftsforschung (IAW) bearbeitet wurde. Hierbei kann unter anderem auf Vorarbeiten der Vorgängerstudie zurückgegriffen werden, an denen das RWI und das IAW ebenfalls beteiligt waren (MLK009, siehe Bachmann et al. 2020b).

Da sich für die Untersuchung von Stundenlöhnen und Arbeitszeiten in Deutschland zwei Datensätze besonders anbieten, beruht der vorliegende Bericht auf Auswertungen des Sozio-oekonomischen Panels (SOEP) und der Verdienststrukturerhebung bzw. Verdiensterhebung (VSE/VE). Die bisher vorliegenden Erkenntnisse zu diesem Thema haben gezeigt, dass das SOEP und die VSE/VE unterschiedliche Ergebnisse hinsichtlich der Stundenlöhne, Monatslöhne und Arbeitszeiten liefern. Daher wird bei den Analysen des vorliegenden Berichts deskriptive Evidenz auf Grundlage beider Datensätze präsentiert. Hierbei wird auch auf Unterschiede in den Ergebnissen zwischen den beiden Datensätzen eingegangen, die hauptsächlich darauf zurückzuführen sind, dass es sich beim SOEP um eine Haushalts- bzw. Personenbefragung handelt, bei der VSE/VE um eine Betriebsbefragung. Für das laufende Forschungsprojekt liegen erstmals Daten der VSE 2018 vor, die deshalb besonders berücksichtigt werden.

Neben der Entwicklung von Löhnen und Arbeitszeiten wird im Forschungsprojekt die Rolle der Arbeitszeiterfassung im Zusammenhang mit dem Mindestlohn genauer analysiert. Zudem werden die Auswirkungen des Mindestlohns auf Nebentätigkeiten untersucht, da sich die Anreize eine Nebentätigkeit anzunehmen, durch den Mindestlohn geändert haben könnten. Letztlich werden die Lohnmobilität, das Arbeitsvolumen, Pausenregelungen sowie bezahlte und unbezahlte Mehrarbeit analysiert, und es werden Kausalanalysen für Löhne und Arbeitszeiten durchgeführt.

Der vorliegende Endbericht ist wie folgt aufgebaut: Das folgende Kapitel 2 enthält eine Darstellung der verwendeten Datensätze und Methoden. Dabei werden die Datensätze zunächst grundlegend beschrieben und ihre konzeptionellen Unterschiede kurz erläutert. Zudem wird auf die Komposition der verschiedenen Stichproben eingegangen, wobei auch die methodischen Unterschiede zwischen den VSE (für die Jahre 2014 und 2018, mit für die Unternehmen verpflichtender Teilnahme) und den freiwilligen VE (für die Jahre 2015, 2016, 2017 und 2019) dargestellt werden. Des Weiteren wird detailliert auf die verwendete Kausalmethode, den Differenz-in-Differenzen-Ansatz (DiD-Ansatz), eingegangen. Bei diesem Ansatz wird eine vom Mindestlohn (stärker) betroffene Gruppe, die Behandlungsgruppe, mit einer vom Mindestlohn nicht (oder weniger stark)

betroffene Gruppe, der Kontrollgruppe, über die Zeit hinweg verglichen. Hierbei wird einerseits der individuelle DiD, der vor allem bei der Untersuchung der Stunden- und Monatslöhne zum Einsatz kommt, erläutert. Beim individuellen DiD-Ansatz werden Behandlungs- und Kontrollgruppe nach ihrem jeweiligen individuellen Stundenlohn vor der Einführung bzw. Erhöhung des Mindestlohns eingeteilt. Andererseits wird auf den regionalen DiD-Ansatz eingegangen, bei dem Behandlungs- und Kontrollgruppe je nach der regionalen Betroffenheit durch den Mindestlohn gebildet werden. Der regionale DiD-Ansatz kommt vor allem bei den Analysen zur Arbeitszeit zum Einsatz.

Kapitel 3 enthält die empirischen Ergebnisse zu den Auswirkungen der Mindestlohneinführung und -erhöhungen auf Stundenlöhne, Kapitel 4 die Ergebnisse zu Monatslöhnen. In beiden Kapiteln wird zunächst mithilfe von SOEP und VSE/VE deskriptiv beschrieben, wie sich die Löhne im Beobachtungszeitraum entwickelt haben. Für die Stundenlöhne wird zusätzlich auf direkt abgefragte Stundenlöhne eingegangen, die für einige Beobachtungsjahre zur Verfügung stehen. Beide Kapitel enthalten zudem die Ergebnisse der Kausalanalysen mit den beschriebenen DiD-Ansätzen.

Kapitel 5 und 6 präsentieren Analysen zu weiteren wichtigen Aspekten der Lohnentwicklung, nämlich die Lohnungleichheit und die Lohnmobilität. Für beide Aspekte werden jeweils sowohl deskriptive Ergebnisse als auch Ergebnisse von Kausalanalysen dargestellt.

In Kapitel 7 werden die Ergebnisse zur Arbeitszeit dargelegt. Analog zu Kapitel 3 und 4 wird zunächst deskriptive Evidenz auf Grundlage von SOEP und VSE/VE präsentiert sowie die Ergebnisse der Kausalanalysen, die auf dem SOEP beruhen. Die Ergebnisse der Kausalanalysen bilden die Grundlage für die Einschätzung der Veränderungen des Arbeitsvolumens, das ebenfalls in diesem Kapitel enthalten ist. Des Weiteren werden die Entwicklung von Pausenregelungen und Arbeitszeiterfassung in Zusammenhang mit dem gesetzlichen Mindestlohn analysiert.

Kapitel 8 legt die Ergebnisse zu bezahlter und unbezahlter Mehrarbeit dar, Kapitel 9 die Ergebnisse zu Nebentätigkeiten. Kapitel 10 enthält Abschätzungen zu den Auswirkungen der Coronapandemie auf Beschäftigte im Mindestlohnbereich. Kapitel 11 fasst die wichtigsten Ergebnisse des Berichts zusammen.

2 Daten

Die empirischen Analysen in den folgenden Kapiteln basieren auf den Mikrodatensätzen des sozio-oekonomischen Panel (SOEP) und der Verdienststrukturerhebung bzw. Verdiensterhebung (VSE/VE). Zunächst werden die beiden Datensätze in Kapitel 2.1 kurz beschrieben und in Kapitel 2.2 die zentralen strukturellen Unterschiede dargestellt, die für die Interpretation der in den folgenden Kapiteln durchgeführten Analysen relevant sind.¹ Grundsätzlich können Unterschiede zwischen diesen Datensätzen bei Grundgesamtheit, Stichprobenziehung, Hochrechnungsmethoden, Befragungssubjekten und -instrumenten sowie dem jeweiligen zeitlichen Bezug zu Unterschieden in den beobachteten Monatslöhnen, Arbeitszeiten und Stundenlöhnen führen. Dies ist unabhängig von Einführung bzw. Erhöhungen des Mindestlohns möglich. Ebenso denkbar ist, dass sich durch Mindestlöhne die Präzision bestimmter Messinstrumente in den Datensätzen unterschiedlich verändert, es also datensatzspezifische Mindestlohneffekte gibt, die den Vergleich der Datensätze über die Zeit beeinflussen.

Die Aufbereitung der Stichproben der beiden Datensätze wird in Kapitel 2.3 beschrieben. Sie hat zum Ziel, die Datensätze für Querschnittsanalysen so weit wie möglich vergleichbar zu machen und die mindestlohnberechtigten Beschäftigten abzubilden. In Kapitel 2.4 werden die resultierenden Stichproben durch Ausweisen der Fallzahlen (ohne bzw. mit Verwendung von Hochrechnungsfaktoren), deren Entwicklung über die Zeit und Anteile für Subgruppen bzw. Lohngruppen gegenübergestellt.

2.1 Grundlegende Beschreibung von SOEP und VSE/VE

In seiner jährlich stattfindenden, repräsentativen Haushaltsbefragung „Leben in Deutschland“ erhebt das **Sozio-oekonomische Panel (SOEP)** seit 1984 Mikrodaten für bis zu 32.000 Befragte in ca. 19.000 deutschen Privathaushalten, die unter anderem arbeitsmarktbezogene Informationen wie Art und Umfang der jeweiligen Erwerbstätigkeit, Berufe und Löhne enthalten. Die Teilnahme an der Befragung ist freiwillig. Für die vorliegende Untersuchung wird die Version SOEP.v36eu² im Long-Format genutzt, welche den Zeitraum bis einschließlich 2019 abdeckt. Ausgewählte Variablen, die Änderungen über die Zeit unterliegen, sind hier bereits harmonisiert. Ausführliche Beschreibungen des Datensatzes und zur Stichprobenziehung finden sich unter anderem in Wagner et al. (2007) und Goebel et al. (2019).

Die **Verdienststrukturerhebung (VSE)** ist eine alle 4 Jahre stattfindende verpflichtende Betriebsbefragung des Statistischen Bundesamtes. Daten zu betrieblichen Strukturen sowie zu Entgelten und Arbeitsbedingungen individueller Beschäftigungsverhältnisse können miteinander verknüpft werden. Die Datenerhebung basiert auf einer Stichprobe aller Betriebe des Unternehmensregisters, angereichert mit Individualdatensätzen der Personalstandstatistik für Beschäftigte des öffentlichen Dienstes. Im vorliegenden Bericht werden die Daten der VSE 2014 und der VSE 2018 verwendet, welche Informationen zu etwa 70.000 Betrieben und rund einer Million Beschäftigungsverhältnissen des Monats April beinhalten. Weitere Informationen zu den VSE sind beschrieben in Pristl (2015), FDZ Hessen (2016) und Statistische Ämter des Bundes und der Länder (2020).

¹ Ein ausführlicher Vergleich der beiden Datenquellen, insbesondere im Hinblick auf Analysen von Löhnen und Arbeitszeiten, ist in Bachmann et al. (2020b) enthalten.

² Sozio-oekonomisches Panel (SOEP), Daten für die Jahre 1984 bis 2019, Version 36eu, SOEP, 2021, 10.5684/soep.core.v36eu.

Ab 2015 wurde im Auftrag des Bundesministeriums für Arbeit und Soziales die **Verdiensterhebung (VE)** mit dem Ziel der Evaluation der Mindestlohnreform durchgeführt. Im vorliegenden Bericht werden Daten der VE für 2015 bis 2017 sowie 2019 verwendet. Die generelle Struktur und die abgefragten Informationen entsprechen weitestgehend denen der VSE, die Teilnahme an den VE ist jedoch freiwillig. Ausführlichere Informationen zu den VE sind zu finden in FDZ Hessen (2018 a, 2018 b).

2.2 Konzeptionelle Gegenüberstellung von VSE/VE und SOEP

SOEP und VSE/VE unterscheiden sich in einigen wichtigen methodischen Eigenschaften. Diese Unterschiede sind ausführlich in Bachmann et al. (2020b) beschrieben und werden im Folgenden kurz zusammengefasst. Im Fokus stehen hierbei Unterschiede, die das Niveau und die Entwicklung von Arbeitsstunden, Monatslöhnen sowie Stundenlöhnen beeinflussen können.

Ein zentraler Unterschied zwischen den Datensätzen SOEP und VSE/VE besteht in der jeweiligen **Grundgesamtheit**: Die Zielpopulation des SOEP umfasst alle privaten Haushalte der Bundesrepublik Deutschland und stellt Daten auf Personen- und Haushaltsebene bereit. Um Aussagen über eher kleine Bevölkerungsgruppen zu erlauben, sind bestimmte Gruppen im Datensatz überrepräsentiert. Dies wird bei der Berechnung von Gewichten berücksichtigt (Kroh 2018). Die VSE/VE hingegen bezieht sich auf die Beschäftigungsverhältnisse in Betrieben einschließlich des öffentlichen Dienstes. Beschäftigungen in Privathaushalten sind hier nicht enthalten, was zu einer Untererfassung der mindestlohnberechtigten Beschäftigten in diesem Bereich führt.

Die **Befragungsobjekte** des SOEP sind also Personen in privaten Haushalten, die Informationen zur Beschäftigung usw. werden durch Selbstauskünfte erhoben. Bei VSE/VE werden Betriebe befragt, deren Lohnbuchhaltungsabteilungen die abgefragten Informationen manuell in ein Online-Formular eintragen oder direkt aus einer kompatiblen Lohnabrechnungssoftware übertragen. Während bei Selbstauskünften Messfehler durch unvollständiges Erinnerungsvermögen, gerundete Angaben, soziale Erwünschtheit und Missverständnisse der Fragestellung zu erwarten sind (Dütsch et al. 2019), steht bei Befragungen von Betrieben hinsichtlich Löhnen und Arbeitszeiten eine andere potenzielle Fehlerquelle im Vordergrund: Obwohl die Auswertung der VSE/VE anonym erfolgt, also ohne Weitergabe der Angaben an den Zoll, ist denkbar, dass Betriebe Unterschreitungen des Mindestlohns in ihrer Buchhaltung sowie in der Meldung für die VSE tendenziell vermeiden. In Lohnbuchhaltungssoftware werden teils Warnmeldungen bei zu niedrigen erfassten Stundenlöhnen ausgegeben (vgl. Mindestlohnkommission 2018, S.35, Fn 9). Daher wäre möglich, dass Angaben zur bezahlten Arbeitszeit so getätigt werden, dass die Stundenlöhne mindestens dem Mindestlohniveau entsprechen. Eine Fehlerfassung könnte sich bei Betrieben mit mehr als 10 Beschäftigungsverhältnissen auch aus der Auswahl der Beschäftigungsverhältnisse ergeben, für die eine Angabe in der VSE/VE gemacht wird. Zwar sollen die Betriebe die Beschäftigungsverhältnisse zufällig auswählen, sie wird aber von den Betrieben eigenständig vorgenommen.

Die Unterschiede bei Grundgesamtheit bzw. Befragungsobjekten führen dazu, dass das SOEP Daten auf Personenebene und die VSE/VE Daten auf Beschäftigungsebene bereitstellen. In der VSE/VE kann dabei nicht unterschieden werden, ob es sich um eine Haupt- oder Nebentätigkeit handelt, da mehrere Tätigkeiten einer Person in verschiedenen Betrieben dieser Person nicht zugeordnet werden können. Im SOEP werden Nebentätigkeiten seit 2017 detailliert erfasst und können daher auch als separate Beschäftigungen ausgewiesen werden. Dies erfolgt in einzelnen Kapiteln sowie insbesondere in Kapitel 9, wo durch die gesonderte Ausweisung auch die SOEP-Daten auf Beschäftigungsebene dargestellt werden. Die meisten der Analysen für das SOEP in

den folgenden Kapiteln beziehen sich jedoch auf die Haupttätigkeiten der Befragten, so dass die Beschäftigungs- hier der Personenebene entspricht.

Ein weiterer Unterschied betrifft die **zeitliche Dimension** der Datensätze: Das SOEP stellt eine längsschnittliche Befragung („Panel“) dar, was es ermöglicht, die befragten Haushalte und die Beschäftigten über mehrere Jahre zu begleiten und so Entwicklungen einzelner Messgrößen über die Zeit präzise zu beobachten. Neben allgemeiner *non-response*, d.h. der allgemeinen Verweigerung von Antworten zu bestimmten Fragen bzw. Nicht-Teilnahme in einzelnen Jahren, die ein grundsätzliches Problem von Befragungsdaten darstellen, kommt in Längsschnittdaten das Phänomen der *panel attrition* hinzu, wenn Befragte im Laufe der Zeit nicht mehr teilnehmen bzw. nicht mehr aufgefunden werden können. Dies erfordert regelmäßige Auffrischungen der Stichprobe und wird ebenfalls bei der Berechnung von Gewichten berücksichtigt. Die VSE/VE liegen nur als Querschnittsdatsätze vor. Die Betriebe bzw. Beschäftigungsverhältnisse können also nicht direkt über die Zeit hinweg beobachtet werden. Der **Befragungszeitpunkt** ist im SOEP grundsätzlich über das Jahr verteilt, ein Großteil der Befragungen findet allerdings in den Monaten Februar bis April statt. In VSE/VE ist der Berichtsmonat immer April.

Auch die **Stichprobengröße** unterscheidet sich stark zwischen den Datensätzen, was unter anderem mit der **Freiwilligkeit** der Teilnahme zusammenhängt: Während im SOEP etwa 15.000 Beschäftigte im Haupterwerb pro Jahr befragt werden, werden in den freiwilligen VE ca. 100.000 Beschäftigungsverhältnisse, in den verpflichtenden VSE sogar etwa 1 Million jährlich erfasst. Durch die gesetzliche Verpflichtung zur Teilnahme der Betriebe an den VSE kann eine selektive Teilnahme der Betriebe in den Jahren 2014 und 2018 weitestgehend ausgeschlossen werden. In den VE der Jahre 2015 bis 2017 ist die potenzielle Selektivität durch mittlere Rücklaufquoten von nur gut 10 Prozent deutlich höher. Stärker vom Mindestlohn betroffene Betriebe könnten daher weniger häufig im Sample enthalten sein (FDZ Hessen 2018 a, 2018 b, Frentzen und Günther 2017). Auch im Falle des SOEP ist eine Selektivität hinsichtlich des Mindestlohns nicht auszuschließen. Falls Personen, die unterhalb des Mindestlohns entlohnt werden, tatsächlich eine höhere Wahrscheinlichkeit haben, nicht an der Befragung teilzunehmen, führt dies tendenziell zu einer Unterschätzung dieser Personengruppe im SOEP.

Für die Analyse von Mindestlohneffekten auf Arbeitszeiten und Löhne ist zudem die **Abfrage von Arbeitsstunden und Monatslohn** zentral. Zur Beurteilung der Frage, ob Beschäftigten die gesetzlich verankerten Mindestlöhne gezahlt werden, ist der tatsächlich gezahlte Bruttostundenlohn einschließlich vieler Sonderzahlungen relevant. Dieser wird jedoch selten explizit in Beschäftigungsverhältnissen vereinbart oder direkt in Befragungen oder anderen Erhebungen ermittelt. Daher wird er zumeist aus Angaben zum tatsächlich ausbezahlten Bruttomonatslohn sowie den tatsächlich geleisteten Arbeitsstunden im Monat berechnet. VSE/VE und SOEP unterscheiden sich dabei substantziell in der Abfrage von Arbeitsstunden und Monatslöhnen und somit auch in der Möglichkeit, aus Bruttomonatsentgelt und Arbeitsstunden den Stundenlohn zu berechnen. In der VSE/VE wird zunächst das Gesamtbruttomonatsentgelt erfasst. Separate Angaben zu Zulagen, Jahresboni und Überstundenentgelten erlauben eine differenzierte Auswertung. Das SOEP erhebt den Bruttomonatslohn ohne Schichtzulagen, jedoch einschließlich vergüteter Überstunden, deren Entlohnung nicht getrennt erfasst wird.

In Bezug auf die Arbeitszeit fragt die VSE/VE sowohl die regelmäßige wöchentliche Arbeitszeit von Beschäftigten als auch separat die monatlichen bezahlten Stunden sowie die bezahlten Überstunden für den Berichtsmonat April ab. Im SOEP werden vertragliche sowie tatsächliche Wochenarbeitszeit bezogen auf die aktuelle Situation, Überstunden und das Einkommen jedoch bezogen auf den zurückliegenden Monat, abgefragt. Hierdurch kann es insbesondere bei Personen

mit geringfügiger Beschäftigung, deren Arbeitszeiten über die Wochen hinweg typischerweise stärker schwanken als die von sozialversicherungspflichtig Beschäftigten, zu einer niedrigeren Präzision bei berechneten Stundenlöhnen kommen. Beim Vergleich der erhobenen Stundenkonzepte zwischen SOEP und VSE/VE muss zudem beachtet werden, dass Beschäftigte und Betriebe unterschiedliche Perspektiven auf die erhobenen Stunden haben können. Die spätere Analyse zeigt jedoch, dass insbesondere die vertragliche Arbeitszeit des SOEP und die bezahlten Stunden ohne Überstunden der VSE sehr ähnlichen Verteilungen folgen.

Schließlich unterscheidet sich auch die Möglichkeit der **Identifikation von Personen** bzw. Beschäftigungen, die **von der Mindestlohnregelung ausgenommen** sind, zwischen den Datensätzen. So fehlen etwa in der VSE/VE Informationen über die individuelle Erwerbskarriere, so dass nicht bestimmt werden kann, ob ein Beschäftigungsverhältnis seit höchstens 6 Monaten besteht und auf eine Langzeitarbeitslosigkeit folgt. In diesem Falle bestünde kein Mindestlohnanspruch. Unsere Berechnungen mit SOEP-Daten wie auch Berechnungen des IAB (vom Berge et al. 2016, 2017) zeigen, dass dies ca. 300.000 bis 350.000 Personen pro Jahr betrifft. Von diesen haben laut IAB-Berechnungen jedoch nur 1,4 Prozent von der Möglichkeit Gebrauch gemacht, sich ihre Langzeitarbeitslosigkeit bescheinigen zu lassen, was eine Voraussetzung für eine rechtmäßige Unterschreitung des Mindestlohns nach der beschriebenen Ausnahmeregelung darstellt. Ebenfalls können in der VSE/VE Praktika nicht von anderen Beschäftigungsverhältnissen unterschieden werden. Somit besteht hier die Möglichkeit einer Überschätzung der Mindestlohnrelevanz, da Beobachtungen, die nicht dem Mindestlohn unterliegen, nicht ausreichend trennscharf identifiziert werden können. Das SOEP hingegen besitzt aufgrund seines umfangreichen Personenfragebogens als auch der Längsschnittperspektive über mehr Informationen, um Mindestlohn ausnahmen für ehemals Langzeitarbeitslose und Praktika zu identifizieren. Für Praktika kann jedoch nicht zwischen Pflichtpraktika bzw. Kurzzeit-Praktika, die nicht dem Mindestlohn unterliegen, sowie mindestlohnrelevanten Praktika unterschieden werden.

2.3 Beschreibung der Aufbereitung der Stichproben

Im SOEP und in der VSE/VE beschränken wir analog zu Dütsch et al. (2019) das Sample zunächst auf den Kreis der potenziell mindestlohnberechtigten Personen. Hierbei steht im Vordergrund, diesen Kreis so gut wie möglich zu identifizieren. Gleichzeitig wird aber eine hohe Vergleichbarkeit der aus SOEP und VSE/VE verwendeten Stichproben angestrebt. Daher werden für das SOEP für die nachfolgenden Analysen zwei Datensätze aufbereitet: eine Querschnittsstichprobe analog zur Identifikation der mindestlohnberechtigten Beschäftigten in der VSE/VE, die die Grundlage für die deskriptiven Analysen von Löhnen und Arbeitszeiten bildet; sowie eine Längsschnittstichprobe, die für die thematischen Kapitel zu direkt abgefragten Löhnen, Lohnungleichheit, Lohnmobilität, Nebentätigkeiten sowie die Kausalanalysen verwendet wird, da diese Analysen ausschließlich mit dem SOEP erfolgen.³

Zur Erstellung der SOEP-Querschnittsstichprobe schließen wir zunächst die folgenden nicht-mindestlohnberechtigten Gruppen aus dem Sample aus, die in der Grundgesamtheit von VSE/VE nicht enthalten sind:

- Selbstständig Tätige
- Ehrenamtlich Tätige
- Freiwilligendienstleistende
- Beschäftigte in Altersteilzeit im Blockmodell in der Freistellungsphase

³ Kausalanalysen sowie Analysen zu Lohnmobilität sollen für den Endbericht erstellt werden.

- Personen in Beschäftigungsmaßnahmen („1-Euro-Jobs“)
- Menschen mit Behinderung, die in Werkstätten arbeiten

Direkt von Privathaushalten beschäftigte Personen sind zwar grundsätzlich mindestlohnberechtigt, aber in der Grundgesamtheit der VSE/VE normalerweise nicht enthalten und werden daher ebenfalls von uns aus der SOEP-Querschnittsstichprobe ausgeschlossen.

Insassen von Justizvollzugsanstalten, die ebenso wie Beschäftigte mit Behinderungen in Werkstätten keinen Arbeitnehmerstatus haben, sind ebenfalls nicht mindestlohnberechtigt und in keinem der Datensätze enthalten. Im SOEP werden zudem Personen nicht einbezogen, die in Hochrechnungen der Stichprobe auf die Gesamtpopulation nicht berücksichtigt werden, da sie aufgrund individueller Merkmale im Sample überrepräsentiert sind.

Tab. 2.1 stellt die resultierende Grundgesamtheit abhängig Beschäftigter im jeweiligen Datensatz nach Jahr für den Zeitraum 2014 bis 2019 dar. Im SOEP schwankt die Zahl der erhobenen Beobachtungen für abhängig Beschäftigte im Haupterwerb im Zeitraum von 2014 bis 2019 zwischen 14.022 (im Jahr 2016) und 16.109 (im Jahr 2017) Beobachtungen. Rechnet man diese Zahlen auf die Gesamtbevölkerung hoch, ergibt sich eine Anzahl an abhängig Beschäftigten im Haupterwerb zwischen 35,2 Millionen Personen (im Jahr 2014) und 37,8 Millionen Personen (im Jahr 2019). In der VSE/VE werden zwischen 96.508 (im Jahr 2016) und 1.034.053 (im Jahr 2014) Beschäftigungsverhältnisse beobachtet, hochgerechnet zwischen 37,2 Millionen (im Jahr 2014) und 39,4 Millionen (im Jahr 2018) Beschäftigungsverhältnisse. Damit liegen die hochgerechneten Zahlen in der VSE/VE knapp 4 Prozent über denen der Haupttätigkeiten im SOEP. Berücksichtigt man im SOEP die Nebentätigkeiten, liegen die Beobachtungszahlen wiederum durchschnittlich 1 Prozent höher als in VSE/VE.

Folgende weitere nicht-mindestlohnberechtigten Personengruppen sind in den Grundgesamtheiten beider Datensätze enthalten und können dort identifiziert werden. Sie werden ebenfalls aus der Querschnittsstichprobe ausgeschlossen:

- Auszubildende
- Beschäftigte unter 18 Jahren ohne abgeschlossene Berufsausbildung

Diese beiden Gruppen sind zusammen als nicht-Mindestlohnberechtigten in Tab. 2.1 ausgewiesen. Für das SOEP (ohne Nebenerwerb) sind dies pro Jahr durchschnittlich 5,1 Prozent der 15.000 abhängig Beschäftigten, d.h. 780 (hochgerechnet: 1,6 Millionen) Beobachtungen. Für die VSE/VE umfassen diese beiden Gruppen hochgerechnet ebenfalls 1,6 Millionen Beschäftigungsverhältnisse.

Vormals Langzeitarbeitslose mit höchstens 6 Monaten Betriebszugehörigkeit zum Erhebungszeitpunkt sowie Praktikantinnen und Praktikanten, die teilweise nicht dem Mindestlohn unterliegen, werden aus der Querschnittsstichprobe nicht ausgeschlossen, da diese Gruppen in der VSE/VE nicht identifiziert werden können (siehe Kapitel 2.2). Diese Personen verbleiben somit im Datensatz, um die Konsistenz der Querschnittsstichproben von SOEP und VSE/VE zu gewährleisten.

Tab. 2.1: Querschnittsstichprobengröße nach Jahren

	2014	2015	2016	2017	2017 inkl. NT	2018	2018 inkl. NT	2019	2019 inkl. NT
SOEP									
Abhängige Erwerbstätige	14.980 (35.171.028)	14.865 (35.738.409)	14.022 (36.648.897)	16.109 (37.111.376)	17.065 (39.317.197)	15.851 (37.762.120)	16.807 (40.195.971)	15.391 (37.817.272)	16.364 (40.198.078)
davon nicht-mindestlohnberechtigte Erwerbstätige	- (1.631.238)	- (1.629.515)	- (1.625.065)	849 (1.679.919)	849 (1.679.919)	856 (1.595.358)	856 (1.595.358)	817 (1.569.735)	817 (1.569.735)
Stundenlohn nicht bestimmbar aufgrund: ... fehlender Lohnangabe	- (2.711.680)	1.153 (3.108.205)	1.021 (3.304.125)	1.179 (3.020.455)	1.179 (3.020.455)	1.317 (3.278.262)	1.317 (3.278.262)	1.202 (3.170.774)	1.202 (3.170.774)
... fehlender Arbeitszeitangabe	- (2.422.902)	1.066 (2.646.111)	1.193 (2.681.685)	1.280 (2.867.643)	1.280 (2.867.643)	1.027 (2.222.013)	1.027 (2.222.013)	1.316 (2.519.474)	1.316 (2.519.474)
Querschnittsstichprobe	= (28.405.209)	11.919 (28.354.579)	11.093 (29.038.021)	12.801 (29.543.359)	13.757 (31.749.180)	12.651 (30.666.486)	13.607 (33.100.337)	12.056 (30.557.290)	13.029 (32.938.096)
VSE/VE									
Abhängige Beschäftigungsverhältnisse	1.034.053 (37.151.607)	97.829 (37.895.663)	96.508 (37.744.947)	104.885 (38.314.877)	104.885 (38.314.877)	1.013.690 (39.395.423)	1.013.690 (39.395.423)	99.134 (40.885.409)	99.134 (40.885.409)
davon nicht-mindestlohnberechtigte Beschäftigungsverhältnisse	- (1.854.268)	4.619 (1.667.085)	3.734 (1.513.625)	3.958 (1.402.414)	3.958 (1.402.414)	41.593 (1.690.125)	41.593 (1.690.125)	3.915 (1.731.770)	3.915 (1.731.770)
Querschnittsstichprobe	= (35.297.340)	93.210 (36.228.578)	92.774 (36.231.322)	100.927 (36.912.463)	100.927 (36.912.463)	972.097 (37.705.299)	972.097 (37.705.299)	95.219 (39.153.639)	95.219 (39.153.639)

Quellen: SOEP.v36eu, VSE 2014 und 2018, VE 2015 bis 2017 sowie 2019. – Anmerkungen: Absolute Fallzahlen, hochgerechnete Zahlen in Klammern. Die Gruppen „Abhängig Erwerbstätige“ bzw. „abhängige Beschäftigungsverhältnisse“ enthalten nur diejenigen abhängig Erwerbstätigen, die in den Grundgesamtheiten beider Datensätze enthalten sind. Viele nicht-mindestlohnberechtigte Gruppen sind hier schon nicht enthalten. Aufbauend auf dieser Stichprobe werden weitere nicht-Mindestlohnbeschäftigte wie Auszubildende sowie Minderjährige ohne abgeschlossene Berufsausbildung, die in gesonderten Zeilen aufgeführt sind, ausgeschlossen. NT – Nebentätigkeiten.

Letztlich sind für die nachfolgenden Analysen Lohninformationen sowie Informationen zur Arbeitszeit notwendig. Daher werden Personen, für die diese Informationen nicht vorliegen oder die eine Arbeitszeit oder einen Lohn von null angeben, aus dem Sample ausgeschlossen. Dies führt für das SOEP zu einer weiteren Reduktion der Stichprobe um 8,4 Prozent für fehlende Lohnangaben und nochmals 7,0 Prozent für fehlende Arbeitszeitangaben. Für die VSE/VE liegen die erforderlichen Informationen zu Lohn und Arbeitszeit grundsätzlich vollständig vor. Wie beschrieben beziehen sich die Angaben zu Löhnen und Arbeitszeiten in der VSE/VE immer auf den Berichtsmonat April. Im SOEP hingegen werden Arbeitszeiten für die aktuelle Situation (ohne genaue zeitliche Referenz, z.B. die laufende oder die vergangene Woche) erhoben, Monatslöhne jedoch für den zurückliegenden Monat. Aus diesem Grund und durch weitere mögliche Messfehler sind Ausreißer in der Stundenlohnverteilung im SOEP häufiger. Daher führen wir ein *Top-Bottom-Coding* der Stundenlöhne am 1-Prozent- bzw. 99,9-Prozent-Perzentil durch. Weitere Details zur Aufbereitung der Stundenlöhne und den zugrundeliegenden Konzepten der Monatslöhne und Arbeitszeiten sind in Kapitel 3.2 unter „Operationalisierung der Zielgröße“ einschließlich einer tabellarischen Übersicht (Tab. 3.1) beschrieben.

Abweichend von Bachmann et al. (2020b) werden Beschäftigten in Branchen, für die Übergangsweise Ausnahmen vom Mindestlohn galten, von den Querschnittsstichproben nicht mehr ausgeschlossen. Da die Übergangsregeln spätestens Ende 2017 ausgelaufen sind, hätte ein Ausschluss zu einer starken Fluktuation der Stichproben für die Folgejahre geführt. Durch einen Verzicht auf den Ausschluss bestimmter Branchen für den gesamten Zeitraum kann die Fluktuation über die Jahre hinweg begrenzt werden. Zudem wurde die Bedeutung von Übergangsregeln für das Ausmaß von *non-compliance*, also den Anteil von unzulässigen Unterschreitungen des Mindestlohns, bereits von Bachmann et al. (2020b) bis einschließlich 2017 dargestellt. Nach dem Auslaufen der Übergangsregeln sind hierzu keine neuen Berechnungen erforderlich. Darüber hinaus erhöht der Verzicht auf den Ausschluss von Branchen mit Übergangsweisen Ausnahmen vom Mindestlohn auch die Vergleichbarkeit der verwendeten Querschnittsstichproben von SOEP und VSE/VE, da eine Identifikation dieser Branchen in den beiden Datensätzen nur eingeschränkt möglich ist und anhand unterschiedlicher Variablen erfolgen muss. Während die Abgrenzung im SOEP nur anhand der KldB oder ISCO erfolgen kann, besteht in der VSE/VE die Möglichkeit, eine Indikator-Variable zum Branchenmindestlohnsektor zu nutzen (vgl. Abschnitt zu *non-compliance* in Kapitel 3.2, wo zur Vergleichbarkeit mit vorherigen Studien Branchen mit Übergangsregeln entsprechend dieser Abgrenzung ausgeschlossen werden).

Für das SOEP umfasst die resultierende Querschnittsstichprobe in den Jahren 2014 bis 2019 durchschnittlich 12.139 Beschäftigte im Haupterwerb pro Jahr, die hochgerechnet 29,4 Millionen Personen repräsentieren. In der Summe ergibt sich eine Stichprobe von 72.835 Beobachtungen für den Zeitraum 2014 bis 2019. Für die VSE/VE 2014 bis 2019 umfasst die Stichprobe der Mindestlohnberechtigten hochgerechnet durchschnittlich 36,9 Millionen Beschäftigungsverhältnisse pro Jahr, beruhend auf insgesamt 2,3 Millionen Beobachtungen.

Somit ergibt sich bei den hochgerechneten Beobachtungszahlen ein deutlicher Unterschied zwischen dem SOEP und der VSE/VE. Dieser Unterschied lässt sich auf zwei Faktoren zurückführen. Der erste Faktor sind Beschäftigten im Nebenerwerb: Im Jahr 2018 ergeben sich im SOEP 37,8 Millionen abhängig Erwerbstätige im Haupterwerb, in der VSE 2018 sind 39,4 Millionen abhängige Beschäftigungsverhältnisse (sowohl im Haupt- als auch im Nebenerwerb) zu verzeichnen. Wird im SOEP der Nebenerwerb hinzugenommen, so steigt der Wert auf 40,2 Millionen abhängig Erwerbstätige. Somit liegt die hochgerechnete Zahl der SOEP-Querschnittsstichprobe inklusive Nebentätigkeiten näher an den offiziellen Angaben des Statistischen Bundesamts (2021), das die Zahl der Beschäftigungsverhältnisse im Jahr 2018 mit 40,7 Millionen beziffert.

Der zweite Faktor zur Erklärung der Differenz in den hochgerechneten Fallzahlen zwischen SOEP und VSE/VE ist das Auftreten von fehlenden Arbeitszeit- und Lohnangaben. Werden diese für das Jahr 2018 aus dem SOEP-Sample, das Nebentätigkeiten enthält, abgezogen, dann reduzieren sich die hochgerechneten Beobachtungszahlen um ca. 5,5 Millionen. Die Zahl der Personen, die in die Analysen einbezogen werden können, geht damit auf 33,1 Millionen zurück. Hierdurch entsteht eine gewisse Selektion: Im Zeitraum 2014 bis 2019 haben in der Gesamtstichprobe (also inklusive Beobachtungen mit fehlenden Arbeitszeit- oder Lohnangaben) 9,2 Prozent aller beobachteten Beschäftigungen Minijobs, in der reduzierten Stichprobe (ohne diese Beobachtungen) sind es 7,8 Prozent. Der Anteil der Personen unter 25 Jahren reduziert sich beim Vergleich der Gesamtstichprobe mit der reduzierten Stichprobe von 6,5 auf 5,5 Prozent, derjenige von Personen ohne beruflichen Abschluss von 15,3 auf 13,4 Prozent. Somit verweigern offenbar potenzielle Mindestlohnbeziehende öfter die entsprechenden Angaben; die quantitativen Auswirkungen erscheinen aber relativ gering.

In den folgenden Kapiteln wird für die empirischen Untersuchungen anstelle der bisher beschriebenen Querschnittsstichprobe teilweise eine Längsschnittstichprobe verwendet: Die Querschnittsstichprobe kommt in Kapitel 2, den deskriptiven Auswertungen zu Löhnen, zu Lohnungleichheit und Arbeitszeiten in Kapitel 3.2, 3.3, 4.2, 5.2 und 7.1 zum Einsatz, wo parallele Analysen mit SOEP und VSE/VE erfolgen. Um die vergleichende Auswertung zu erleichtern, werden die verwendeten Datensätze wie beschrieben so weit wie möglich harmonisiert. Für die längerfristigen bzw. ausschließlich mit dem SOEP erstellten Analysen der Kapitel 3.4, 4.3, 5.3 und 7.3 (Kausalanalysen zu Löhnen, Lohnungleichheit und Arbeitszeit) sowie die übrigen Kapitel 6, 7, 8 und 9 (Lohnmobilität, Arbeitszeit, Mehrarbeit und Nebentätigkeiten) kommt die Längsschnittstichprobe zum Einsatz. Diese hat zum Ziel, die Mindestlohnberechtigung im SOEP so gut wie möglich abzubilden, unabhängig von einem konsistenten Vergleich mit der VSE/VE, da die beschriebenen Analysen nur mit dem SOEP durchgeführt werden können. Die Unterschiede zwischen Querschnitts- und Längsschnittstichprobe sowie Differenzen zur von Bachmann et al. (2020b) verwendeten Stichprobe sind in Tab. A 2.1 im Anhang dargestellt.

Zur Erstellung der Längsschnittstichprobe werden, ausgehend von der SOEP-Querschnittsstichprobe, zunächst Beschäftigungen in Privathaushalten hinzugenommen, die entsprechend des Fehlens dieser Beschäftigungsverhältnisse in der VSE/VE in der Querschnittsstichprobe nicht berücksichtigt werden. Die um diese Beschäftigungen erweiterte Stichprobe wird im Folgenden reduziert um die nicht-mindestlohnberechtigten Gruppen, die in der VSE/VE nicht identifiziert werden können und daher in der Querschnittsstichprobe enthalten sind. Diese umfassen:

- Praktikantinnen und Praktikanten⁴
- Ehemals Langzeitarbeitslose mit weniger als 6 Monaten Beschäftigungsdauer im neuen Job

Die resultierende Stichprobe umfasst alle Beschäftigten, die berechtigt sind, den allgemeinen Mindestlohn zu erhalten, was die Basis für die im vorliegenden Bericht verwendete Längsschnittstichprobe darstellt. Einzige Ausnahme sind solche Beschäftigte, für die Übergangsregeln vom Mindestlohn bis maximal 2017 galten; aus den oben genannten Gründen verbleiben diese in der Stichprobe. Für die Kausalanalysen wird die Stichprobe in den betreffenden Kapiteln zusätzlich teilweise darauf beschränkt, dass mindestens 2 Beobachtungen für jede Person zur Verfügung stehen, z.B. in einem Jahr t und dem darauffolgenden Jahr $t+1$. Dies ist immer dann der Fall, wenn

⁴ Da Praktika, die dem Mindestlohn unterliegen (freiwillige Praktika von mehr als 3 Monaten), im SOEP nicht eindeutig von Praktika, die dem Mindestlohn nicht unterliegen (Pflichtpraktika bzw. Praktika mit einer Dauer von höchstens 3 Monaten) unterschieden werden können, schließen wir alle Praktikantinnen und Praktikanten aus.

Wachstumsraten einer Messgröße auf der individuellen Ebene bzw. Transitionen von Personen betrachtet werden. Sofern weitere Einschränkungen oder Änderungen der Längsschnittstichprobe erfolgen, wird dies zusammen mit den jeweiligen Analysen in den folgenden Kapiteln beschrieben. Die Längsschnitt-Basisstichprobe umfasst für die Jahre 2014 bis 2019 durchschnittlich 11.980 Beobachtungen pro Jahr. Verbleibende Unterschiede zu Bachmann et al. (2020b) sind auf die Aktualisierung der Daten von SOEP.v34 zu SOEP.v36eu zurückzuführen. Entsprechendes gilt für die Beobachtungszahlen von VSE/VE, die teils leicht von denen bei Bachmann et al. (2020b) berichteten abweichen. Auch hier haben sich leichte Veränderungen durch die Aktualisierung der Daten ergeben.

Tab. 2.2: Komposition der Querschnittsstichproben nach Jahren
Anteil in %

	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2017 inkl. NT	2018 inkl. NT	2019 inkl. NT
SOEP									
Weiblich	47,7	47,8	48,3	47,7	47,6	47,8	48,2	48,4	48,6
Männlich	52,3	52,2	51,7	52,3	52,4	52,2	51,8	51,6	51,4
24 Jahre und jünger	5,3	5,1	5,3	5,1	5,5	5,0	5,7	6,2	5,6
Zwischen 25 und 54 Jahre	74,1	73,4	72,4	72,6	70,6	70,9	71,7	69,5	70,2
55 Jahre und älter	20,6	21,5	22,3	22,3	23,8	24,1	22,6	24,3	24,2
Ostdeutschland	17,2	17,4	17,3	17,2	17,3	16,8	16,8	16,8	16,7
Westdeutschland	82,8	82,6	82,7	82,8	82,7	83,2	83,2	83,2	83,3
Deutsche Staatsangehörigkeit	90,0	89,5	88,7	88,6	87,8	87,4	88,7	87,6	87,3
Ausländische Staatsangehörigkeit	10,0	10,5	11,3	11,4	12,2	12,6	11,3	12,4	12,7
Vollzeitbeschäftigt	76,5	77,7	77,5	77,3	76,5	77,9	71,9	70,9	72,2
Teilzeitbeschäftigt	15,4	15,4	15,1	16,1	16,7	16,6	16,3	17,0	17,1
Minijob	8,1	6,9	7,4	6,6	6,8	5,6	11,8	12,0	10,7
Unbefristet	87,4	87,8	87,3	88,4	88,4	88,8	87,9	88,0	88,4
Befristet	12,6	12,2	12,7	11,6	11,6	11,2	12,1	12,0	11,6
Weniger als 20 Beschäftigte	21,2	21,2	21,1	19,7	18,8	18,3	19,8	19,1	18,6
20 bis 199 Beschäftigte	27,1	26,1	25,7	25,0	25,4	24,3	25,3	25,3	24,2
200 Beschäftigte und mehr	51,7	52,6	53,2	55,3	55,9	57,4	54,9	55,5	57,2
Produzierendes Gewerbe	30,2	29,3	29,4	28,8	28,2	27,6	28,9	28,2	27,6
Verkauf, Transport, Logistik	17,0	17,5	17,7	18,3	18,0	17,3	18,3	18,0	17,3
Dienstleistungen	14,0	14,5	13,8	14,6	15,9	15,5	14,5	15,9	15,5
Öffentliche Verwaltung	31,0	30,5	31,4	30,7	31,3	32,9	30,7	31,3	32,9
Sonstige	7,9	8,2	7,7	7,7	6,6	6,8	7,7	6,6	6,8
Beobachtungen	12.315	11.919	11.093	12.801	12.651	12.056	13.757	13.607	13.029
VSE/VE									
Weiblich	48,8	47,8	48,6	48,0	48,3	47,0	–	–	–
Männlich	51,2	52,2	51,4	52,0	51,7	53,0	–	–	–
24 Jahre und jünger	6,1	5,5	5,6	5,4	6,0	5,7	–	–	–
Zwischen 25 und 54 Jahre	72,5	71,3	70,0	68,2	69,4	67,2	–	–	–
55 Jahre und älter	21,4	23,2	24,5	26,4	24,6	27,1	–	–	–
Ostdeutschland	13,5	13,5	13,6	13,5	13,1	13,0	–	–	–
Westdeutschland	86,5	86,5	86,4	86,5	86,9	87,0	–	–	–
Vollzeitbeschäftigt	60,0	62,0	62,3	61,4	58,1	60,5	–	–	–
Teilzeitbeschäftigt	23,9	23,4	24,0	24,6	27,3	24,8	–	–	–
Minijob	16,2	14,6	13,7	14,0	14,6	14,7	–	–	–
Weniger als 50 Beschäftigte	37,4	39,5	38,1	37,9	36,6	39,2	–	–	–
50 bis 249 Beschäftigte	20,7	20,9	23,5	24,0	21,1	22,3	–	–	–
250 bis 999 Beschäftigte	14,4	16,0	15,3	16,1	14,5	12,7	–	–	–
1.000 Beschäftigte und mehr	27,6	23,5	23,0	22,0	27,8	25,7	–	–	–
Beobachtungen	981.547	93.210	92.774	100.927	972.097	95.219	–	–	–

Quellen: SOEP.v36eu, VSE 2014 und 2018, VE 2015 bis 2017 sowie 2019. – Anmerkungen: Gewichtete Ergebnisse. Basierend auf der Querschnittsstichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3. NT – Nebentätigkeiten.

2.4 Komposition der verwendeten Querschnittsstichproben (inklusive Selektivität VSE/VE)

Die Komposition der Stichproben ist in Tab. 2.2 dargestellt. Für die Querschnittsstichprobe des SOEP zeigt sich eine relativ stabile Verteilung der meisten beobachtbaren Charakteristika über die Zeit. So liegt der Anteil der weiblichen mindestlohnberechtigten Beschäftigten im Zeitraum 2014 bis 2019 bei 47,8 Prozent für den Haupterwerb. Unter Berücksichtigung von Nebentätigkeiten ist der Frauenanteil etwas höher. Der Anteil der mittleren Alterskohorte, mit einem Alter von 25 bis 54 Jahren, beträgt durchschnittlich 72,3 Prozent, der Anteil Ostdeutscher 17,2 Prozent und der Anteil von Personen mit deutscher Staatsangehörigkeit 88,7 Prozent.

Die zeitliche Entwicklung der Anteile entspricht dem allgemeinen demographischen Wandel: Während der Anteil der jüngeren und mittleren Altersgruppe abnimmt, nimmt der Anteil der ältesten Altersgruppe zu. Auch der Anteil von Beschäftigten mit ausländischer Staatsangehörigkeit nimmt im Zeitverlauf zu. Etwas größere relative Veränderungen über die Jahre zeigen sich bei der Art der Beschäftigung: Der Anteil der geringfügig Beschäftigten (ohne Nebenerwerb) sinkt von 8,1 Prozent im Jahr 2014 auf 5,6 Prozent im Jahr 2019. Gleichzeitig ist ein leichter Anstieg des Anteils der Teilzeitbeschäftigung, definiert als Beschäftigung mit einer vereinbarten Arbeitszeit von weniger als 30 Stunden pro Woche, von 15,4 Prozent im Jahr 2014 auf 16,6 Prozent im Jahr 2019 zu beobachten. Bezieht man Beschäftigungsverhältnisse im Nebenerwerb mit ein, die im SOEP detailliert erstmals 2017 erhoben wurden, so ergibt sich für die Jahre 2017 bis 2019 ein deutlich höherer Anteil von Minijobs von durchschnittlich 11,5 Prozent. Dieser Wert liegt näher an dem der VSE/VE von durchschnittlich 14,4 Prozent in den Jahren 2017 und 2019.

In der VSE/VE ergeben sich für die Frauen- bzw. Männeranteile Werte, die sehr nahe an denen der SOEP-Stichprobe liegen. Der Anteil der mittleren Alterskohorte ist in der VSE/VE etwas geringer als im SOEP, zeigt aber denselben abnehmenden Trend. Der Anteil Ostdeutscher liegt in allen Jahren mehrere Prozentpunkte unter den Werten des SOEP. Besonders ausgeprägt sind die Unterschiede zwischen den beiden Datensätzen jedoch bei der Beschäftigungsart. Mit 16,2 Prozent im Jahr 2014 und 14,7 Prozent im Jahr 2019 liegt der Anteil der geringfügig Beschäftigten in der VSE/VE deutlich über den Werten des SOEP, insbesondere dann, wenn im SOEP Beschäftigungen im Nebenerwerb nicht berücksichtigt werden. Auch der Anteil der Teilzeitbeschäftigten liegt in der VSE/VE in allen Jahren mehrere Prozentpunkte über dem im SOEP beobachteten. Unterschiedliche Zuordnungen zu Voll- und Teilzeit in der VSE/VE gegenüber dem SOEP können jedoch auch auf unterschiedliche Definitionen zurückzuführen sein. Während wir im SOEP wie beschrieben entlang der 30-Stunden-Grenze in Voll- vs. Teilzeit trennen, gelten Beschäftigungen in der VSE/VE als Teilzeitstelle, wenn sie eine geringere als die betriebsübliche Arbeitszeit umfassen.

Bei der Komposition der Stichproben ist von besonderem Interesse, ob die Personen, für die der Mindestlohn relevant ist, hinsichtlich ihrer beobachtbaren Eigenschaften stark von den Personen abweichen, die Stundenlöhne oberhalb des Mindestlohns erhalten.

Zu diesem Zweck stellen Tab. 2.3 und Tab. 2.4 die Komposition der Stichproben jeweils getrennt danach dar, ob eine beschäftigte Person oberhalb oder bis einschließlich zum Mindestlohn entlohnt wird. Hierzu wurde der Stundenlohn aus dem Bruttomonatslohn und der vereinbarten Arbeitszeit berechnet und die im jeweiligen Jahr geltende Mindestlohngrenze um 5 Cent überschritten, um auch Beschäftigte zu berücksichtigen, die Stundenlöhne knapp oberhalb des Mindestlohns aufweisen. Durch diese Vorgehensweise sollen etwaige Messfehler berücksichtigt werden. Für das SOEP zeigt die Auswertung in Tab. 2.3, dass Frauen in den Jahren 2014 bis 2019 knapp zwei Drittel der Personen ausmachen, die Stundenlöhne bis zum Mindestlohn erhielten.

Tab. 2.3: Komposition der SOEP-Querschnittsstichprobe nach Jahren und Stundenlöhnen
Anteil in %

	Jahr	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2017 inkl. NT	2018 inkl. NT	2019 inkl. NT
Weiblich	<=ML	66,1	63,6	67,1	60,5	64,9	62,5	59,0	64,1	63,1
	>ML	45,2	46,2	46,7	46,5	46,3	46,6	46,8	46,7	46,9
Männlich	<=ML	33,9	36,4	32,9	39,5	35,1	37,5	41,0	35,9	36,9
	>ML	54,8	53,8	53,3	53,5	53,7	53,4	53,2	53,3	53,1
24 Jahre und jünger	<=ML	16,7	16,6	18,1	17,0	21,4	14,0	17,7	21,1	17,0
	>ML	3,8	4,0	4,2	4,0	4,3	4,2	4,2	4,6	4,4
Zwischen 25 und 54 Jahre	<=ML	62,0	58,5	58,5	55,4	51,7	57,2	54,4	52,3	55,1
	>ML	75,7	74,9	73,6	74,2	72,1	72,0	73,9	71,3	71,9
55 Jahre und älter	<=ML	21,3	24,9	23,4	27,6	26,9	28,8	27,9	26,6	27,9
	>ML	20,5	21,1	22,2	21,8	23,6	23,7	21,9	24,0	23,7
Ostdeutschland	<=ML	28,3	28,9	25,5	24,5	22,2	19,6	21,3	19,9	19,5
	>ML	15,7	16,2	16,6	16,5	16,9	16,6	16,2	16,5	16,3
Westdeutschland	<=ML	71,7	71,1	74,5	75,5	77,8	80,4	78,7	80,1	80,5
	>ML	84,3	83,8	83,4	83,5	83,1	83,4	83,8	83,5	83,7
Deutsche Staatsangehörigkeit	<=ML	83,8	82,8	80,2	81,2	80,5	76,7	83,8	82,8	80,4
	>ML	90,9	90,2	89,4	89,4	88,3	88,3	89,3	88,1	88,0
Ausländische Staatsangehörigkeit	<=ML	16,2	17,2	19,8	18,8	19,5	23,3	16,2	17,2	19,6
	>ML	9,1	9,8	10,6	10,6	11,7	11,7	10,7	11,9	12,0
Vollzeitbeschäftigt	<=ML	46,4	49,4	47,2	48,2	42,7	47,3	35,6	31,9	33,8
	>ML	80,5	80,6	80,1	80,1	79,2	80,4	76,5	75,0	76,5
Teilzeitbeschäftigt	<=ML	16,2	16,5	15,5	14,5	17,5	19,5	14,4	19,9	21,8
	>ML	15,3	15,3	15,1	16,3	16,7	16,3	16,5	16,7	16,5
Minijob	<=ML	37,4	34,0	37,3	37,4	39,8	33,2	50,0	48,2	44,4
	>ML	4,2	4,1	4,8	3,6	4,2	3,3	7,0	8,3	7,0
Befristet	<=ML	75,2	76,3	73,3	78,3	72,6	76,5	77,7	72,8	77,5
	>ML	89,0	89,0	88,5	89,4	89,7	89,8	89,1	89,5	89,5
Unbefristet	<=ML	24,8	23,7	26,7	21,7	27,4	23,5	22,3	27,2	22,5
	>ML	11,0	11,0	11,5	10,6	10,3	10,2	10,9	10,5	10,5
Weniger als 20 Beschäftigte	<=ML	42,4	43,5	51,0	44,4	36,9	41,9	40,0	34,3	37,0
	>ML	18,4	19,0	18,5	17,4	17,4	16,4	17,5	17,7	16,8
20 bis 199 Beschäftigte	<=ML	28,5	29,3	21,5	27,4	30,3	26,8	27,2	28,4	25,9
	>ML	26,9	25,8	26,1	24,8	25,0	24,1	25,1	25,1	24,0
200 Beschäftigte und mehr	<=ML	29,1	27,2	27,5	28,3	32,8	31,3	32,9	37,3	37,1
	>ML	54,7	55,2	55,4	57,8	57,6	59,5	57,4	57,2	59,2
Produzierendes Gewerbe	<=ML	16,6	14,5	15,7	15,6	13,6	12,7	15,6	13,6	12,7
	>ML	31,9	30,8	30,6	30,1	29,4	28,8	30,1	29,4	28,8
Verkauf, Transport, Logistik	<=ML	28,5	25,7	28,3	30,8	27,0	29,3	30,8	27,0	29,3
	>ML	15,5	16,7	16,8	17,1	17,3	16,3	17,1	17,3	16,3
Dienstleistungen	<=ML	14,3	16,6	14,4	15,3	20,7	17,3	15,0	20,7	17,3
	>ML	14,0	14,3	13,7	14,5	15,5	15,3	14,5	15,5	15,3
Öffentliche Verwaltung	<=ML	23,3	22,4	24,0	19,1	22,5	21,3	19,1	22,5	21,3
	>ML	31,9	31,3	32,0	31,8	32,0	33,8	31,8	32,0	33,8
Sonstige	<=ML	17,3	20,8	17,6	19,2	16,2	19,4	19,5	16,2	19,4
	>ML	6,7	6,9	6,9	6,6	5,8	5,7	6,5	5,8	5,7
Beobachtungen	<=ML	1.604	1.246	1.005	1.298	1.209	1.185	1.686	1.556	1.556
	>ML	10.711	10.673	10.088	11.503	11.442	10.871	12.071	12.051	11.473
Beobachtungen (hochgerechnet)	<=ML	3.339.372	2.646.442	2.311.417	2.608.857	2.286.019	2.357.050	3.533.710	3.116.907	3.297.772
	>ML	25.065.837	25.708.137	26.726.605	26.934.501	28.380.466	28.195.539	28.215.469	29.983.430	29.633.944
Anteil (hochgerechnet, in Prozent)	<=ML	11,8	9,3	8,0	8,8	7,5	7,7	11,1	9,4	10,0
	>ML	88,2	90,7	92,0	91,2	92,5	92,3	88,9	90,6	90,0

Quelle: SOEP.v36eu. – Anmerkungen: Das untere Lohnsegment umfasst Beobachtungen mit einem vertraglichen Stundenlohn bis einschließlich 5 Cent oberhalb des jeweils geltenden Mindestlohns (<= /> ML). Für 2014 wird der Mindestlohn von 8,50 Euro angewendet. Im SOEP erfolgt die Einteilung in das untere/obere Lohnsegment auf Basis der vertraglichen Stundenlöhne. Gewichtete Ergebnisse. Basierend auf der Querschnittsstichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3. NT – Nebentätigkeiten.

Der Anteil ostdeutscher Beschäftigter, die nicht mehr als den Mindestlohn bezogen, stieg ebenfalls überdurchschnittlich, fiel jedoch von 28,3 Prozent im Jahr 2014 auf 19,6 Prozent im Jahr 2019 und lag damit nur noch gut 2 Prozentpunkte über dem entsprechenden Bevölkerungsanteil.

Der Anteil von Minijobs mit einem Lohn bis einschließlich 5 Cent oberhalb des jeweils geltenden Mindestlohns lag zwischen 2014 und 2019 im Haupterwerb bei durchschnittlich 36,5 Prozent.

Bei Berücksichtigung des Nebenerwerbs zeigt sich vor allem ein deutlicher Anstieg des Anteils geringfügig Beschäftigter an allen Beschäftigten, die nicht mehr als den Mindestlohn erhalten. Dieser Anteil lag zwischen 2017 und 2019 bei durchschnittlich 47,5 Prozent, also 11 Prozentpunkte höher als ohne Berücksichtigung von Beschäftigungsverhältnissen im Nebenerwerb. Im Vergleich dazu sind weitere Differenzen der Anteile mit oder ohne Nebenerwerb vernachlässigbar.

Beim Vergleich der aus dem SOEP berechneten Werte mit denen der VSE/VE in Tab. 2.4 ergeben sich erneut einige Unterschiede. Der Anteil von Frauen an allen Personen mit einem Lohn unterhalb des Mindestlohns fällt in der VSE/VE etwas niedriger aus als im SOEP. Der Anteil ostdeutscher Beschäftigter an allen Personen, die nicht mehr als den Mindestlohn erhalten, lag mit 26,6 Prozent im Jahr 2014 etwa auf dem Niveau des SOEP, nahm in den folgenden Jahren jedoch schneller ab. Der größte Unterschied ist erneut bei der Beschäftigungsart zu beobachten. So machen die geringfügig Beschäftigten in der VSE/VE mit durchschnittlich 53,1 Prozent gut die Hälfte aller Personen mit einem Lohn unterhalb des Mindestlohns aus. Dies sind 16,6 Prozentpunkte mehr als im SOEP ohne Nebenerwerb für den gleichen Zeitraum (2014 bis 2019). Unter Berücksichtigung des Nebenerwerbs steigt der Anteil der Minijobs in der SOEP-Stichprobe auf 47,5 Prozent (für die Jahre 2017 bis 2019) und weicht damit nur noch geringfügig von dem in der VSE/VE beobachteten Wert ab.

Zusätzlich zum Vergleich der VSE/VE-Stichproben mit der Querschnittstichprobe des SOEP lassen sich mithilfe der in Tab. 2.2 und Tab. 2.4 dargestellten Kompositionsanteile auch die Stichproben der VSE 2014 und 2018 mit den Stichproben der VE 2015, 2016, 2017 und 2019 vergleichen. So können Rückschlüsse auf eine möglicherweise unterschiedliche Selektivität der beiden Datensätze gezogen werden. Dies ist insbesondere relevant, da die Freiwilligkeit der Teilnahme an den VE erwarten lässt, dass sich die in den beiden Datensätzen enthaltenen Anteile bestimmter Betriebstypen unterscheiden. Entsprechend könnte sich auch die Repräsentativität bestimmter individueller Merkmale von Beschäftigten und letztlich die Erfassung der Mindestlohnrelevanz in den Datensätzen unterscheiden.

Die Ergebnisse in Tab. 2.2 und Tab. 2.4 zeigen jedoch, dass diese Unterschiede zwischen den VSE und VE insgesamt relativ gering sind, wenn Hochrechnungsfaktoren für die Bestimmung der Anteile verwendet werden. Nur wenn zusätzlich nach Beschäftigungen unterschieden wird, die bis zum bzw. oberhalb des Mindestlohns entlohnt werden, zeigen sich für einzelne Charakteristika wie die Betriebsgröße zwischen VSE und VE größere Unterschiede hinsichtlich der Anteile bestimmter Gruppen, (siehe Tab. 2.4). So liegt im niedrigen Lohnsegment bis zur Mindestlohngrenze zzgl. 5 Cent der Anteil an großen Betrieben mit 1.000 und mehr Beschäftigten in den VE bei höchstens 5,2 Prozent, während er in den VSE 9,3 Prozent (2014) bzw. 9,9 Prozent (2018) beträgt. Umgekehrt liegt der Anteil von kleinen Betrieben mit weniger als 50 Beschäftigten in der VE 2019 bei 66,7 Prozent und damit deutlich über dem Wert der VSE 2018 (58,7 Prozent). Dass sich die unterschiedliche Verteilung der Betriebsgröße in Tab. 2.2 kaum zeigt, wo keine nach Lohnsegment getrennte Betrachtung erfolgt, ist ein Hinweis darauf, dass sich die von VSE bzw. VE abgedeckten Lohnbereiche möglicherweise unterscheiden. Dies wird in Kapitel 3.2 und Kapitel 4.2 mit deskriptiven Auswertungen zu Stunden- bzw. Monatslöhnen im Detail untersucht.

Tab. 2.4: Komposition der VSE/VE-Querschnittsstichprobe nach Jahren und Stundenlöhnen
Anteil in %

	Jahr	2014	2015	2016	2017	2018	2019
Weiblich	<=ML	61,4	58,6	60,8	57,2	56,3	54,2
	>ML	47,1	46,9	47,7	47,4	48,0	46,6
Männlich	<=ML	38,6	41,4	39,2	42,8	43,7	45,8
	>ML	52,9	53,1	52,3	52,6	52,0	53,4
24 Jahre und jünger	<=ML	14,5	15,8	16,3	14,1	18,2	14,2
	>ML	4,9	4,6	4,8	4,8	5,5	5,3
Zwischen 25 und 54 Jahre	<=ML	59,7	57,5	54,7	56,6	53,7	53,4
	>ML	74,3	72,5	71,1	69,0	70,0	67,9
55 Jahre und älter	<=ML	25,8	26,8	29,0	29,3	28,0	32,3
	>ML	20,8	22,9	24,1	26,2	24,5	26,8
Ostdeutschland	<=ML	26,6	24,7	20,0	21,9	19,5	16,9
	>ML	11,7	12,5	13,2	13,0	12,8	12,8
Westdeutschland	<=ML	73,4	75,3	80,0	78,1	80,5	83,1
	>ML	88,3	87,5	86,8	87,0	87,2	87,2
Vollzeitbeschäftigt	<=ML	23,2	22,0	21,0	22,4	18,9	19,1
	>ML	65,0	65,6	65,4	63,9	59,7	62,7
Teilzeitbeschäftigt	<=ML	22,4	25,4	25,4	28,1	27,2	26,8
	>ML	24,1	23,2	23,9	24,3	27,3	24,7
Minijob	<=ML	54,5	52,7	53,6	49,5	53,8	54,2
	>ML	10,9	11,2	10,7	11,7	13,0	12,6
Weniger als 50 Beschäftigte	<=ML	61,4	63,2	62,2	55,7	58,7	66,7
	>ML	34,1	37,4	36,3	36,8	35,7	37,8
50 bis 249 Beschäftigte	<=ML	19,8	21,5	25,9	32,4	21,4	22,6
	>ML	20,8	20,9	23,3	23,4	21,1	22,3
250 bis 999 Beschäftigte	<=ML	9,5	10,1	8,1	7,8	10,0	8,2
	>ML	15,0	16,5	15,9	16,7	14,7	13,0
1.000 Beschäftigte und mehr	<=ML	9,3	5,2	3,8	4,1	9,9	2,5
	>ML	30,1	25,2	24,5	23,1	28,5	27,0
Beobachtungen	<=ML	120.344	7.889	8.486	7.229	36.371	4.968
	>ML	861.203	85.321	84.288	93.698	935.726	90.251
Beobachtungen (hochgerechnet)	<=ML	4.287.945	2.958.803	2.530.596	2.269.092	1.463.857	2.004.795
	>ML	31.009.395	33.269.775	33.700.726	34.643.371	36.241.442	37.148.844
Anteil (hochgerechnet, in Prozent)	<=ML	12,1	8,2	7,0	6,1	3,9	5,1
	>ML	87,9	91,8	93,0	93,9	96,1	94,9

Quellen: VSE 2014 und 2018, VE 2015 bis 2017 sowie 2019. – Anmerkungen: Das untere Lohnsegment umfasst Beobachtungen mit einem Stundenlohn bis einschließlich 5 Cent oberhalb des jeweils geltenden Mindestlohns (<= /> ML). Für 2014 wird der Mindestlohn von 8,50 Euro angewendet. Gewichtete Ergebnisse. Basierend auf der Querschnittsstichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3.

2.5 Methoden

Die im vorangegangenen Abschnitt beschriebenen Stichproben dienen in den folgenden Kapiteln als Grundlage, um die Effekte der Einführung und der Erhöhungen des Mindestlohns auf Stunden- und Monatslöhne sowie Arbeitszeiten zu untersuchen. Dazu wird zunächst eine Vielzahl von deskriptiven Darstellungsweisen eingesetzt, die die jeweiligen Messgrößen im zeitlichen Verlauf seit mindestens 2014 für die beschriebenen Stichproben aus SOEP und VSE/VE abbilden. Neben Analysen für die gesamte Lohnverteilung steht dabei insbesondere der untere Bereich der Lohnverteilung, für den der Mindestlohn direkt relevant ist, im Fokus. Die durchgeführten deskriptiven Untersuchungen erfolgen für die auf individueller Ebene gemessenen Stunden- und Monatslöhne (Kapitel 3 und 4) sowie die Arbeitszeit (Kapitel 7.2 und 7.3) und für daraus abgeleitete Un-

tersuchungsgrößen wie die Lohnungleichheit (Kapitel 5), die Lohnmobilität (Kapitel 6), das Arbeitsvolumen (Kapitel 7.4), Pausenregelungen (Kapitel 7.5), Arbeitszeiterfassung (Kapitel 7.6) und Mehrarbeit (Kapitel 8). Zuletzt werden auch Nebentätigkeiten (Kapitel 9) berücksichtigt.

Zusätzlich zu deskriptiven Darstellungen werden für ausgewählte Messgrößen kausale Untersuchungen basierend auf SOEP-Daten im Längsschnitt durchgeführt. Diese Daten weisen zudem eine große Anzahl an individuellen Merkmalen der Beschäftigten auf, die in den kausalen Ansätzen berücksichtigt werden. Der Einsatz von Kausalanalysen ermöglicht es präziser zu untersuchen, inwieweit im Untersuchungszeitraum festgestellte Änderungen der betrachteten Ergebnisgrößen ursächlich auf die Einführung oder die Erhöhungen des Mindestlohns zurückzuführen sind.

Die verwendeten Kausalmethoden werden für die Untersuchung von Mindestlohn-Effekten auf die folgenden Messgrößen eingesetzt: Stundenlöhne (Kapitel 3.4), Monatslöhne (Kapitel 4.3), Lohnungleichheit (Kapitel 5.3), Lohnmobilität (Kapitel 6.2), Arbeitszeit (Kapitel 7.3) sowie Nebentätigkeiten (Kapitel 9.4). Hierzu wird zum einen ein Differenz-in-Differenzen-Ansatz auf individueller Ebene genutzt, der Gruppen in verschiedenen Bereichen der Lohnentwicklung miteinander vergleicht. Zum anderen wird ein Differenz-in-Differenzen-Ansatz auf regionaler Ebene verwendet, der Individuen in unterschiedlich stark vom Mindestlohn betroffenen Regionen vergleicht. Die beiden Ansätze und die zugrundeliegenden Annahmen werden im Folgenden dargestellt.

Grundmodell und Annahmen des individuellen DiD-Ansatzes

Zunächst werden die Struktur und Annahmen des DiD-Ansatzes beschrieben. Der DiD-Ansatz wird häufig zur Bestimmung kausaler Effekte von politischen Interventionen genutzt. Diese Identifikationsstrategie ist in der ökonometrischen Literatur gut etabliert und wurde bereits in einer Vielzahl von Studien verwendet, um die Effekte von Mindestlöhnen zu messen (siehe z.B. Neumark et al. 2004, Cengiz et al. 2019). In der Grundform des DiD-Ansatzes wird die Messgröße, für die ein Effekt untersucht werden soll, für zwei Zeitpunkte und zwei Gruppen verglichen: die Behandlungsgruppe und die Kontrollgruppe. Die Gruppen unterscheiden sich dadurch, dass die Behandlungsgruppe direkt von der zu analysierenden Maßnahme betroffen ist, während sich für die Kontrollgruppe keine Veränderung durch die Maßnahme ergibt. Die Zeitpunkte werden so gewählt, dass der erste Zeitpunkt vor der Implementierung der Maßnahme liegt und der zweite Zeitpunkt danach. Durch die Betrachtung der Entwicklung der Kontrollgruppe wird ein kontrafaktisches Szenario geschaffen, das darstellt, wie sich die Behandlungsgruppe ohne die Durchführung der Maßnahme entwickelt hätte.

Der Effekt der Maßnahme wird in zwei Schritten berechnet. Zunächst wird die Veränderung der Ergebnisgröße Y der Behandlungsgruppe berechnet, indem der zum ersten Zeitpunkt gemessene Wert vom zum zweiten Zeitpunkt gemessenen Wert subtrahiert wird. Hiervon wird anschließend die entsprechende Veränderung der Kontrollgruppe über die Zeit abgezogen. Der Effekt berechnet sich also als Differenz zweier Differenzen:

$$DiD - Effekt = [Y_{n\ddot{a}chher}^{BG} - Y_{vorher}^{BG}] - [Y_{n\ddot{a}chher}^{KG} - Y_{vorher}^{KG}] \quad (1)$$

Die zentrale Annahme der kausalen Identifikation des DiD-Effekts ist, dass sich die beiden Gruppen in Bezug auf die Ergebnisgröße Y ohne die betrachtete Maßnahme gleich – d.h. parallel – entwickelt hätten. Diese Annahme wird daher auch als „Parallel Trends Assumption“ bezeichnet. Ob sie erfüllt ist, kann empirisch nicht sicher überprüft werden. Wenn sich die betrachteten Gruppen in beobachtbaren Charakteristika ähneln und in mehreren Jahren vor Wirksamwerden

der betrachteten Maßnahme ähnlich entwickelt haben, ist die Annahme aber mit höherer Wahrscheinlichkeit erfüllt. Da der gemessene DiD-Effekt auf dem Vergleich von Behandlungs- und Kontrollgruppe beruht, sollte außerdem sichergestellt werden, dass die Kontrollgruppe nicht von der Maßnahme beeinflusst war. Das Vorliegen von solchen sogenannten *Spillover*-Effekten würde den gemessenen Effekt verzerren.

Bei der Anwendung der DiD-Methode zu Evaluationen der Einführung oder der Änderungen von Mindestlöhnen wird die Behandlungsgruppe üblicherweise durch diejenigen Beschäftigten gebildet, die im Jahr vor einer Mindestlohnreform einen Stundenlohn unterhalb des Mindestlohns erhielten. Diese Beschäftigten sind erwartungsgemäß direkt von der Reform betroffen, da ihr Lohn durch die Reform angehoben werden sollte. Die Kontrollgruppe beinhaltet typischerweise Beschäftigte, die vor der zu evaluierenden Reform einen Stundenlohn knapp oberhalb des Mindestlohns erhielten und damit nicht von der Maßnahme betroffen sind – sofern sichergestellt werden kann, dass keine *Spillover*-Effekte auftreten. Eine Person kann in einem bestimmten Jahr immer nur einer der beiden Gruppen angehören.

Anwendung des individuellen DiD-Ansatzes und Gruppeneinteilung

Um die Effekte der Einführung und der Erhöhungen des Mindestlohns in Deutschland zu berechnen, definieren wir für jede Mindestlohn-Reform eine eigene Behandlungsgruppe und vergleichen deren Entwicklung mit einer Kontrollgruppe, die von keiner der Reformen direkt betroffen war. Entsprechend der im Analysezeitraum geltenden Mindestlöhne von 8,50 Euro (2015 und 2016), 8,84 Euro (2017 und 2018) sowie 9,19 Euro (2019) teilen wir das verwendete Längsschnitt-Sample der SOEP-Daten entsprechend Methodenkasten 2.1 ein.

Methodenkasten 2.1: Definition von Behandlungsgruppen und Kontrollgruppe für den individuellen DiD-Ansatz

	Behandlungs- gruppe 1	Behandlungs- gruppe 2	Behandlungs- gruppe 3	Kontrollgruppe
Stundenlohn im Jahr $t-1$ (in Euro)	Lohn < 8,50	$8,50 \leq \text{Lohn} < 8,84$	$8,84 \leq \text{Lohn} < 9,19$	$9,19 \leq \text{Lohn} < 10$

Die Komposition der Gruppen und ihre Fallzahlen sind in Tab. A 2.2 und Tab. A 2.3 dargestellt. Obwohl die Behandlungsgruppe 3 im Vergleich zu den anderen Gruppen weniger Beobachtungen beinhaltet, erscheinen die Beobachtungszahlen hinreichend, um ökonomisch bedeutende Effekte zu identifizieren.

Die Behandlungsgruppen umfassen also immer all diejenigen grundsätzlich mindestlohnberechtigten Beschäftigten, für die direkte Effekte einer Mindestlohn-Reform zu erwarten sind, deren Stundenlohn also entsprechend den jeweils neu geltenden gesetzlichen Bestimmungen angehoben werden sollte. Um die Effekte der Mindestlohnerhöhungen von vorherigen Reformen zu trennen, enthalten die Behandlungsgruppen 2 und 3 jeweils nur diejenigen Beschäftigten, die oberhalb des zuvor geltenden Mindestlohns entlohnt wurden. Dies ist insbesondere relevant, da die Zuordnung zu Teilnahme- und Kontrollgruppe für jedes Jahr t des Analysezeitraums (2013 bis 2019) separat erfolgt. Diese jährliche Zuordnung ermöglicht die getrennte Analyse von Auswirkungen der Mindestlohnreformen für die drei Gruppen in einer gemeinsamen Betrachtung für den gesamten Analysezeitraum. Alternative Gruppeneinteilungen und insbesondere alternative Lohnobergrenzen der Kontrollgruppe werden im Rahmen der Kausalanalysen für Stundenlöhne in Kapitel 3.4 diskutiert.

Überprüfung der Annahmen des individuellen DiD, deskriptive Befunde und Erweiterung des DiD-Ansatzes zum DiDiD

Damit die durch den Vergleich der beschriebenen Teilnahme- und Kontrollgruppen berechneten DiD-Effekte tatsächlich den Teil der Lohnanpassungen messen, der ursächlich auf die Mindestlohnreformen zurückgeführt werden kann, muss die beschriebene *Parallel-Trends*-Annahme erfüllt sein.

Hinweise darauf kann zum einen ein Vergleich der Gruppen in Bezug auf beobachtbare Charakteristika wie soziodemographische Eigenschaften, Beschäftigungsart, Berufsgruppe usw. geben. Bei einer hohen Ähnlichkeit der Gruppen ist auch die Wahrscheinlichkeit hoch, dass sich die Teilnahme- und Kontrollgruppen ohne eine Mindestlohnreform parallel in Bezug auf die betrachtete Messgröße des Lohns entwickelt hätten. Zur Überprüfung der Ähnlichkeiten von Behandlungsgruppen und Kontrollgruppe können die in den Tabellen Tab. A 2.2 und Tab. A 2.3 dargestellten Charakteristika der Gruppen verglichen werden. Die Unterschiede zwischen den Gruppen sind insgesamt gering, mit wenigen Ausnahmen. Vor allem enthalten die Behandlungsgruppen einen deutlich höheren Anteil an Beschäftigten mit Minijobs, verglichen mit der Kontrollgruppe, die entsprechend mehr Vollzeit-Beschäftigte enthält. Um diesen Unterschieden Rechnung zu tragen, nehmen wir die Beschäftigungsart zum einen als Kontrollvariable auf (siehe Methodenkasten 2.2). Zum anderen führen wir Heterogenitätsanalysen nach Beschäftigungsart durch, die dann jeweils nur Beschäftigte in der Teilnahme- bzw. Kontrollgruppen innerhalb einer Beschäftigungsart vergleichen.

Einen weiteren Hinweis auf die Erfüllung der *Parallel-Trends*-Annahme kann der Vergleich der Entwicklung der betrachteten Ergebnisgröße der unterschiedlichen Gruppen im Zeitraum vor der Reform geben. Zu diesem Zweck stellt Abb. A 2.1 für die Messgröße der Stundenlöhne, für die der individuelle DiD-Ansatz hauptsächlich verwendet wird, das durchschnittliche individuelle Stundenlohnwachstum von Beschäftigten der Längsschnittstichprobe der drei Behandlungsgruppen sowie der Kontrollgruppe dar.

Das individuelle Wachstum wird berechnet als logarithmierte Differenz des Stundenlohns (w für *wage*) in einem Jahr t und dem Stundenlohn im vorherigen Jahr $t-1$, die das jährliche Lohnwachstum approximiert:

$$\Delta \ln(w_t) = \ln(w_t) - \ln(w_{t-1}) = \ln(w_t/w_{t-1}) \approx (w_t - w_{t-1})/w_{t-1} \quad (2)$$

Zur Berechnung des individuellen jährlichen Lohnwachstums wird die Längsschnittstichprobe (d.h. die Gesamtheit der grundsätzlichen mindestlohnberechtigten Beschäftigten im SOEP) begrenzt auf alle Beschäftigten, die in zwei aufeinanderfolgenden Jahren in dieser Längsschnittstichprobe beobachtet werden können. Dazu ist eine Längsschnitt-Dimension der Daten, wie sie im SOEP gegeben ist, erforderlich.

Abb. A 2.1 veranschaulicht, dass sich die jährliche Veränderung des Lohnniveaus (d.h. das Lohnwachstum zwischen zwei Jahren) zwischen den jeweiligen Behandlungsgruppen und der Kontrollgruppe schon vor der Mindestlohneinführung teils substantiell unterscheidet. Insbesondere für Behandlungsgruppe 1 sind die Abweichungen sehr groß. Während die Kontrollgruppe bis einschließlich 2014 jährliche durchschnittliche Wachstumsraten der vertraglichen Stundenlöhne von 5,8 Prozent verzeichnet, sind es in der ersten Behandlungsgruppe 17,9 Prozent. Die Werte der Behandlungsgruppen 2 und 3 liegen mit 7,9 Prozent bzw. 9,0 Prozent zwischen denen der anderen Gruppen.

Diese unterschiedlichen Lohndynamiken verdeutlichen, dass die *Parallel-Trends*-Annahme bei Betrachtung der absoluten Stundenlöhne (bzw. ihrer Veränderung) im DiD-Ansatz wahrscheinlich nicht erfüllt ist – denn der große Unterschied in den Niveaus der jährlichen *Wachstumsraten* zwischen Behandlungsgruppen und Kontrollgruppe vor der Mindestlohneinführung zeigt, dass sich die *Lohnniveaus* dieser Gruppen im betrachteten Zeitraum unterschiedlich entwickelt haben. Eine bewährte Strategie zum Umgang mit dieser Problematik besteht darin, dem DiD-Ansatz eine weitere Differenz hinzuzufügen, die diese unterschiedlichen Dynamiken korrigiert, solange die Entwicklung der Wachstumsraten der betrachteten Gruppen parallel verläuft. Der resultierende DiDiD-Ansatz kann beispielsweise durch die Verwendung des Lohnwachstums (siehe Gleichung (2)) als abhängiger Variable im DiD-Ansatz realisiert werden. Daher wird auch im vorliegenden Bericht untersucht, ob das Lohnwachstum der Teilnahme- und Kontrollgruppen durch die Einführung bzw. die Erhöhungen des gesetzlichen Mindestlohns unterschiedlich beeinflusst wurde.

Abb. A 2.2 illustriert die verbleibenden Unterschiede im Lohnwachstum der verschiedenen Behandlungsgruppen, wenn das Lohnwachstum der Kontrollgruppe im jeweiligen Jahr von dem der Behandlungsgruppe subtrahiert wird. Zur Vereinfachung der Darstellung werden die Unterschiede zudem in Bezug auf das Referenzjahr 2013/2014, also relativ zum Stundenlohnwachstum direkt vor der Mindestlohn-Einführung, berechnet. Die dargestellten Werte sind daher per Konstruktion null für das Stundenlohnwachstum zwischen 2013 und 2014 für alle Behandlungsgruppen. Im Vergleich zum Referenzjahr zeigt sich, dass die Differenzen zwischen Teilnahme- und Kontrollgruppe bezogen auf das jährliche Lohnwachstum vor der Mindestlohneinführung maximal 5,4 Prozent betragen. Ob diese Unterschiede statistisch signifikant sind, wird im Rahmen der Schätzergebnisse analysiert und diskutiert. Sind die Unterschiede der Wachstumsraten von Teilnahme- und Kontrollgruppen statistisch nicht signifikant unterschiedlich, ist dies ein Hinweis darauf, dass die Gruppen ohne Einführung des Mindestlohns ein *paralleles Lohnwachstum* (trotz sich unterschiedlich entwickelnder *Lohnniveaus*) aufgewiesen hätten. Parallele Trends im DiDiD-Ansatz müssen also hinsichtlich der betrachteten Wachstumsraten vorliegen und nicht hinsichtlich der Entwicklung der absoluten Messgrößen, wie im einfachen DiD-Ansatz der Fall. Im Kontext des DiDiD-Ansatzes wird die dem Schätzansatz zugrundeliegende Annahme auch als *Parallel-Growth*-Annahme bezeichnet.

Ist diese Annahme erfüllt – hätten sich die Lohnwachstumsraten von Teilnahme- und Kontrollgruppe in Abwesenheit der betrachteten Maßnahme also parallel entwickelt – misst der berechnete DiDiD-Effekt, wie stark sich das Lohnwachstum $\Delta \ln(w_t)$ der Behandlungsgruppe durch die betrachtete Maßnahme, hier die Einführung bzw. Erhöhung des Mindestlohns, verändert hat.

$$DiDiD - \text{Effekt} = [\Delta \ln(w_{nachher}^{TG}) - \Delta \ln(w_{vorher}^{TG})] - [\Delta \ln(w_{nachher}^{KG}) - \Delta \ln(w_{vorher}^{KG})] \quad (3)$$

Der folgende Methodenkasten stellt die Schätzggleichung dar, mithilfe derer der DiDiD-Ansatz in den Kapiteln 3.4 und 4.3 für die Bestimmung von Mindestlohneffekten auf Stunden- und Monatslöhnen implementiert wird⁵.

⁵ In Kapitel 7.3 wird für die Bestimmung von Mindestlohneffekten auf Arbeitszeiten ein entsprechender DiDiD-Ansatz für die Veränderung der logarithmierten Arbeitszeit verwendet.

Methodenkasten 2.2: Schätzgleichung für den individuellen DiDiD-Ansatz

Schätzgleichung für die Auswirkung von Mindestlohn-Reformen auf Löhne

Der DiDiD-Ansatz misst, wie sich das Lohnwachstum einer Behandlungsgruppe BG im Vergleich zu einer Kontrollgruppe KG durch eine Politikmaßnahme wie die Einführung oder Erhöhung des Mindestlohns verändert hat.

Zur gemeinsamen Betrachtung der Effekte der Mindestlohn-Einführung im Jahr 2015 sowie der Mindestlohn-Erhöhungen in den Jahren 2017 und 2019 berechnen wir mithilfe der folgenden Schätzgleichung für die beschriebenen drei Behandlungsgruppen, welche Effekte die drei Reformen auf das individuelle Lohnwachstum der Beschäftigten in den drei Behandlungsgruppen hatten:

$$\begin{aligned} \Delta \ln(w_{it}) &= \beta_0 + \sum_{j=1}^3 [\beta_{j,t} BG_{j,it} \times \text{Jahr}_t + \gamma_j BG_{j,it}] + \mathbf{X}'_{it} \delta + \theta_t + \epsilon_{it} \\ &= \beta_0 + \beta_{1,t} BG_{1,it} \times \text{Jahr}_t + \gamma_1 BG_{1,it} \\ &\quad + \beta_{2,t} BG_{2,it} \times \text{Jahr}_t + \gamma_2 BG_{2,it} \\ &\quad + \beta_{3,t} BG_{3,it} \times \text{Jahr}_t + \gamma_3 BG_{3,it} + \mathbf{X}'_{it} \delta + \theta_t + \epsilon_{it} \end{aligned} \quad (4)$$

Die Schätzung des log-linearen Regressionsmodells erfolgt mithilfe der Kleinste-Quadrate-Methode (OLS für *Ordinary Least Squares*) für den Analysezeitraum 2013 bis 2019. So können Effekte bis zum aktuellen Datenrand des SOEP berechnet werden. Die Berücksichtigung der Jahre 2013 und 2014 ermöglicht es, die *Parallel-Growth*-Annahme durch einen Vergleich der Lohnwachstumsraten von Teilnahme- versus Kontrollgruppe in den Jahren vor der jeweils untersuchten Reform indirekt zu prüfen.

In der Schätzgleichung misst $\Delta \ln(w_{it})$ die logarithmierte jährliche Veränderung des individuellen Lohns von einem Jahr t relativ zum vorangegangenen Jahr $t-1$, approximiert also entsprechend Gleichung (2) das jährliche Lohnwachstum zwischen $t-1$ und t . Für das Jahr 2013 fließen damit auch Lohnniveaus des Jahres 2012 mit in die Analyse ein. Die Logarithmierung der individuellen Lohnveränderung hat den Vorteil, dass die gemessenen Effekte approximativ die prozentuale Lohnveränderung darstellen. Zudem ist der in der angegebenen Schätzgleichung unterstellte lineare Zusammenhang zwischen abhängigen und unabhängigen Variablen mit logarithmierten Löhnen plausibler, da logarithmierte Ausreißer in den Lohnvariablen das Ergebnis weniger beeinflussen als bei Verwendung von absoluten Lohngrößen.

Die Konstante β_0 misst die jährliche Lohnveränderung der Kontrollgruppe im Referenzjahr (hier: $t=2014$) im Vergleich zum vorherigen Jahr $t-1$ für Beschäftigte, die den Referenzgruppen der berücksichtigten Kovariate \mathbf{X}_{it} angehören. \mathbf{X}_{it} enthält diverse soziodemografische und Beschäftigungscharakteristika, jeweils gemessen im Jahr $t-1$. Zusätzlich wird in einzelnen Spezifikationen auch berücksichtigt, ob ein Arbeitsplatz- bzw. beruflicher Wechsel zwischen den Jahren $t-1$ und t stattfand. δ misst den durchschnittlichen Einfluss der in \mathbf{X}_{it} enthaltenen Variablen für alle Personen im Analysesample, relativ zur Referenzgruppe.

Die Berücksichtigung dieser Charakteristika ist wichtig, um verbleibende systematische Unterschiede zwischen den Teilnahme- und Kontrollgruppen auszugleichen und so die Wahrscheinlichkeit zu erhöhen, dass die *Parallel-Growth*-Annahme erfüllt ist.

Unter dieser Annahme messen die für jedes Jahr t des Analysezeitraums berechneten Koeffizienten $\beta_{1,t}$, $\beta_{2,t}$ und $\beta_{3,t}$ den DiDiD-Effekt für die drei betrachteten Behandlungsgruppen in den Jahren nach der Mindestlohn-Einführung (z.B. ab $t=2015$ für β_1) bzw. den Effekt der Mindestlohn-Erhöhungen. Für die Jahre vor Einführung bzw. Erhöhungen des Mindestlohns können die Koeffizienten $\beta_{1,t}$, $\beta_{2,t}$ und $\beta_{3,t}$ als Placebo-Koeffizienten interpretiert werden, da annahmegemäß vor einer Maßnahme kein Unterschied im Lohnwachstum zwischen den Teilnahme- und Kontrollgruppen bestehen sollte. Der Effekt wird identifiziert durch die Interaktion von Dummy-Variablen für die drei Behandlungsgruppen BG 1, BG 2 und BG 3, die jeweils den Wert 1 annehmen für Beschäftigte im Regressionssample, die in einem Jahr $t-1$ einen Stundenlohn entsprechend der Einteilung der Behandlungsgruppen erhielten. Die Variablen sind null für Beschäftigte, die nicht der jeweiligen Gruppe angehören. Die Koeffizienten γ_1 , γ_2 und γ_3 messen den Unterschied des Lohnwachstums zwischen $t-1$ und t der jeweiligen Behandlungsgruppe im Vergleich zur Kontrollgruppe und zum Referenzjahr. Die Koeffizienten θ_t stellen Jahres-Dummies dar, die messen, wie sich das Lohnwachstum der Kontrollgruppe im Vergleich zu 2013/2014 über die Zeit verändert hat. ϵ_{it} bezeichnet den Fehlerterm.

Den hier dargestellten DiDiD-Ansatz bezeichnen wir als „individuellen DiD“, da er auf der Einteilung von Teilnahme- und Kontrollgruppen anhand von individuellen Löhnen beruht. Um die Robustheit der kausalen Lohnanalysen zu testen, verwenden wir, wie auch die Vorgängerstudien (Bachmann et al. 2020b, Burauel et al. 2018), neben diversen kleineren Änderungen der Spezifikation eine alternative Identifikationsstrategie, in der die regionale Eingriffstiefe genutzt wird. Dieser Ansatz wird vorrangig für die Analyse der Effekte auf Arbeitszeiten in Kapitel 7 genutzt.

DiD-Ansatz mit regionaler Eingriffsintensität

Zusätzlich zum individuellen DiD, der auf der Einteilung in Behandlungs- und Kontrollgruppen entsprechend den Stundenlöhnen relativ zum Mindestlohn beruht, kommt in den durchgeführten Kausalanalysen ein weiterer DiD-Ansatz zum Einsatz, der auf der regionalen Betroffenheit von Beschäftigten beruht. Diese Identifikationsstrategie nutzt Unterschiede im Lohnniveau zwischen verschiedenen Regionen in Deutschland, um stärker vom Mindestlohn betroffene Regionen mit Kontrollregionen zu vergleichen, die weniger stark vom Mindestlohn betroffen sind. Wie beim individuellen DiD-Ansatz werden diese Gruppen vor und nach der Einführung des Mindestlohns miteinander verglichen. Die Identifikationsstrategie ist somit zwar auf regionaler Ebene angesiedelt, die Analyse und auch die Interpretation hinsichtlich der Ergebnisvariablen finden jedoch weiterhin auf der Individualebene statt. Der DiD-Ansatz auf regionaler Ebene ist neben dem individuellen DiD-Ansatz eine inzwischen häufig verwendete Identifikationsstrategie zur Evaluation des Mindestlohns (siehe bspw. Card 1992 für die USA; Dolton et al. 2010, Stewart 2002 für das Vereinigte Königreich; Bachmann et al. 2020b für Deutschland).

Der regionale DiD-Ansatz wird in den folgenden Kapiteln insbesondere für die Analyse von Mindestlohneffekten auf die Arbeitszeit angewendet, da es bedingt durch den Mindestlohn auch bei Beschäftigten, die nicht vom Mindestlohn betroffen sind, zu Rationalisierungsmaßnahmen gekommen sein kann. Um steigenden Lohnkosten durch die Einführung des Mindestlohns entgegenzuwirken, könnte ein Betrieb beispielsweise die Arbeitszeit aller Beschäftigter reduzieren und nicht nur derjenigen, die einen Stundenlohn unterhalb des Mindestlohns erhalten. Schichtpläne könnten für die gesamte Belegschaft geändert werden oder die Öffnungszeiten von Filialen könnten verkürzt werden, was ebenfalls alle Beschäftigten betrifft. Somit wäre eine Trennung in Gruppen knapp oberhalb und unterhalb des Mindestlohns nicht mehr sinnvoll. Im Rahmen von Robustheitsanalysen werden die Schätzungen der unterschiedlichen DiD-Ansätze für die zentralen Messgrößen gegenübergestellt.

Für die Bestimmung der regionalen Variation erfolgt eine regionale Untergliederung anhand der 258 Arbeitsmarktregionen. Dazu werden Kreise zu Arbeitsmarktregionen bzw. Pendelregionen zusammengefasst, wenn sie wirtschaftlich und/oder regional stark miteinander verflochten sind. Die hier verwendeten Arbeitsmarktregionen beruhen auf einer Einteilung des BBSR (2015), die Berufspendelanteile zwischen Kreisen berücksichtigt. Durch die Zuordnung auf der Ebene der Arbeitsmarktregionen liegen Wohn- und Arbeitsort in den meisten Fällen innerhalb derselben Arbeitsmarktregion. Arbeitsmarktregionen sind Kreisen als Regionaleinheit gegenüber zu bevorzugen, da Kreise räumlich zu fein gegliedert sind, um *Spillover*-Effekte ausschließen zu können, während Bundesländer zu wenig Variation für die Kausalanalyse bieten. Arbeitsmarktregionen stellen daher die am besten geeignete Raumabgrenzung dar.

Berechnung des Kaitz-Index

Um die regionale Betroffenheit vom Mindestlohn festzustellen, wird mithilfe der Verdienststrukturerhebungen (VSE) 2014 und 2018 für jede Arbeitsmarktregion der Kaitz-Index gebildet. Dieser

Index ist der Quotient aus dem in einem bestimmten Jahr geltenden Mindestlohn (Dividend) und dem Medianlohn (Divisor) und wurde von Hyman Kaitz (1970: 43) entwickelt:

$$Kaitz - Index_{rt} = Mindestlohn / Medianlohn_r \quad (5)$$

Der Kaitz-Index stellt im vorliegenden Bericht die Eingriffsintensität des Mindestlohns in der Arbeitsmarktregion dar, in der eine beschäftigte Person lebt. Der Kaitz-Index wird mithilfe der VSE 2014 und 2018 berechnet, da im SOEP oder der VE auf dieser feinen Gliederungsebene die Fallzahlen zu klein sind, um die Mindestlohnbetreffenheit präzise bestimmen zu können.⁶ Als Basisjahre für die Berechnung der Medianlöhne des Kaitz-Index werden die Jahre 2014 und 2018 verwendet, sodass die Eingriffsintensität direkt vor Einführung des Mindestlohns sowie direkt vor der zweiten Erhöhung des Mindestlohns gemessen werden kann. Da sich der Mindestlohn in Deutschland auf Stundenlöhne bezieht, gehen in die Berechnung des Kaitz-Index die Mediane der Stundenlohnverteilung im jeweiligen Jahr t und der jeweiligen Region r ein.

Der Kaitz-Index gibt einen Wert für alle Beschäftigten in einer Arbeitsmarktregion (r) in einem Jahr an. Er variiert über die Zeit (i) durch einen steigenden Mindestlohn sowie (ii) einen steigenden Medianlohn (hier zwischen 2014 und 2018) in einer bestimmten Region oder (iii) für diejenigen Beschäftigten, die über die Grenzen der Arbeitsmarktregion hinweg umziehen. Wenn diese Umzüge durch den Mindestlohn befördert werden, kann allerdings ein Endogenitätsproblem hervorgerufen werden, welches die Schätzung verzerren und die Möglichkeit zur kausalen Interpretation der berechneten Effekte einschränken kann. Daher werden auch Robustheitsanalysen unter Ausschluss von Beschäftigten, die zwischen Arbeitsmarktregionen umgezogen sind, durchgeführt.

Im Vorbericht von Bachmann et al. (2020b) konnte keine Variation in den Medianlöhnen über die Zeit in der Berechnung des Kaitz-Index berücksichtigt werden, da für die Berechnung der Medianlöhne nach Arbeitsmarktregionen die Daten der VSE 2018 noch nicht vorlagen und somit lediglich auf Daten der VSE 2014 zurückgegriffen werden konnte. Im vorliegenden Bericht besteht nun jedoch die Möglichkeit, die Medianlöhne auch im Jahr 2018 für jede Arbeitsmarktregion zu berechnen. Dadurch kann der Kaitz-Index nun auch innerhalb einer Region über die Zeit variieren, und zwar sowohl durch die Erhöhung des Mindestlohns in den Jahren 2017 und 2019 als auch durch sich innerhalb einer Region über die Zeit ändernde Medianlöhne. Eine jährliche Berechnung von Medianlöhnen mithilfe der VE-Daten für Arbeitsmarktregionen ist wegen geringer Fallzahlen weniger präzise und wird daher für die Haupt-Spezifikationen nicht genutzt. Zudem wurden für das Jahr 2019 und das Bundesland Sachsen keine Regionalinformationen zur Verfügung gestellt.⁷

⁶ Caliendo et al. (2018) umgehen dieses Problem, indem sie ihrer Analyse der SOEP-Daten Raumordnungsregionen statt Arbeitsmarktregionen zu Grunde legen und somit höhere Fallzahlen je Region nutzen können. Dies geschieht jedoch zu Lasten einer geringeren räumlichen Variation.

⁷ Auf mündliche Nachfrage wurde mitgeteilt, dass derzeit nach einer bundesweit einheitlichen Lösung für die Problematik gesucht wird, da die Problematik auch andere Datenzugänge neben der Verdiensterhebung betrifft. Für die Mindestlohnforschung bedeutet dies, dass Heterogenitätsanalysen auf tiefer regionaler Ebene für diesen Bericht nicht durchgeführt werden konnten. Insbesondere konnte der Kaitz-Index nicht testweise mit der VE 2019 auf der Ebene der Arbeitsmarktregionen bestimmt werden, um ihn auf seine Robustheit hin gegenüber der VSE 2018 zu überprüfen. Hier besteht weiterer Forschungsbedarf.

Methodenkasten 2.3: Schätzgleichung für den regionalen DiD-Ansatz

Für die Analysen mithilfe des regionalen DiD-Ansatzes werden die Beschäftigten bzw. die Regionen, in denen sie arbeiten, im Gegensatz zum individuellen DiD-Ansatz nicht in Behandlungs- und Kontrollgruppen unterteilt. Stattdessen werden Beschäftigte in Regionen verglichen, die sich durch den Kaitz-Index als kontinuierliches Maß der Eingriffsintensität des Mindestlohns unterscheiden. Auf diese Weise wird eine scharfe Trennung in Gruppen überflüssig und die Ergebnisse können über alle beobachteten Werte des Kaitz-Index hinweg interpretiert werden.

Somit ergibt sich folgende Schätzgleichung:

$$\ln(h_{irt}) = \alpha + \beta_t \cdot \text{Jahr}_t + \gamma \cdot \text{Kaitz}_{rt} + \delta_t \cdot (\text{Jahr}_t \times \text{Kaitz}_{rt}) + \mathbf{X}_{irt}' \mu + \varepsilon_{irt} \quad (6)$$

In der Schätzgleichung stellt $\ln(h_{irt})$ die logarithmierte Messgröße, beispielweise die vertragliche (bzw. tatsächliche) Arbeitszeit h_{irt} einer Person i in Arbeitsmarktregion r im Jahr t dar. Die Logarithmierung erfolgt, um eine relative (z.B. prozentuale) Veränderung der Arbeitszeit zu messen. So kann beispielsweise berücksichtigt werden, dass mögliche Arbeitszeitreduktionen infolge des Mindestlohns relativ zum Arbeitszeitniveau erfolgen können, also etwa die Arbeitszeit von Vollzeitbeschäftigten um mehr Stunden reduziert wird als die von geringfügig Beschäftigten.

Auf der rechten Seite der Schätzgleichung findet sich zunächst die Konstanten α , die die logarithmierte Messgröße für Regionen mit einem hypothetischen Kaitz-Index von null im Referenzjahr abbildet. Der Parameter β_t misst Abweichungen der logarithmierten Messgröße in den Folgejahren relativ zum Referenzjahr (ebenfalls für Regionen mit einem hypothetischen Kaitz-Index von null). Hierbei handelt es sich also um eine Indikatorvariable für die einzelnen Jahre im Beobachtungszeitraum. Der Parameter γ gibt an, wie stark die logarithmierte Messgröße mit dem Kaitz-Index (Kaitz_{rt}) im Referenzjahr korreliert. δ_t schätzt den Effekt der Einführung bzw. der Erhöhungen des Mindestlohns auf die betrachtete Messgröße in einem Jahr t relativ zum Referenzjahr. Bei Verwendung einer logarithmierten Messgröße beschreibt δ_t , dass sich die Messgröße h_{irt} um $\delta_t \cdot 100$ Prozent ändert, wenn der Kaitz-Index einen Wert von 1 annimmt – verglichen mit einem Kaitz-Index von null und dem Referenzjahr.

In der Schätzung werden auch individuelle soziodemografische sowie Beschäftigungscharakteristika berücksichtigt (siehe Schätzgleichung (4) zum individuellen DiD-Ansatz), die in \mathbf{X}_{irt} zusammengefasst sind. Die verwendeten Kontrollvariablen werden in den Tabellen bzw. Anmerkungen zu allen Schätzergebnissen beschrieben, so dass klar bezeichnet ist, falls einzelne Spezifikationen mehr oder weniger Kontrollvariablen als die üblicherweise verwendeten berücksichtigen.

Der letzte Term in der obigen Regressionsgleichung ist ε_{irt} und stellt das Residuum dar. Es erfasst alle unbeobachteten Einflüsse auf die Arbeitszeit einer bzw. eines Beschäftigten.

Schätzmodelle für den regionalen DiD-Ansatz

Im Vorbericht (Bachmann et al. 2020b) wurden vor dem Hintergrund der eingeschränkten Variation des Kaitz-Index Random-Effects-Modelle (RE-Modelle) geschätzt, um den Effekt des Mindestlohns auf Messgrößen wie die Arbeitszeit unter Verwendung des regionalen DiD-Ansatzes zu berechnen. Das Modell wurde gegenüber Modellen mit individuellen fixen Effekten (FE) bevorzugt, da ein FE-Modell unter Verwendung des nur wenig variierenden Kaitz-Index ausschließlich Effekte des Mindestlohns bei denjenigen Beschäftigten hätte feststellen können, die über die Grenzen einer Arbeitsmarktregion hinweg umgezogen sind. Das RE-Modell hat jedoch ebenfalls einen Nachteil, da es auf der starken Annahme beruht, dass die unbeobachtbaren persönlichen

Charakteristika der Individuen, die durch die individuellen Effekte gemessen werden, unabhängig von den erklärenden Variablen, also zufällig verteilt sind. Tests zur Überprüfung dieser Annahme, wie der Hausman-Test⁸, sowie die geringe Erklärungskraft der RE-Schätzung hinsichtlich der Streuung innerhalb einer Beobachtungseinheit (sog. „within R²“) deuten jedoch darauf hin, dass diese Annahme für unsere Analysen für Mindestlohneffekte auf die Arbeitszeit nicht immer erfüllt ist (siehe Tab. A 7.1 im Anhang).

Unter Ausnutzung der Daten der VSE 2018 und der hierdurch erhöhten Variation des Kaitz-Index über die Zeit schätzen wir daher zusätzlich zu RE-Modell im vorliegenden Bericht auch FE-Modelle. Diese Modelle können nun verwendet werden, da jede beobachtete Person auch unabhängig von Umzügen Veränderungen im Kaitz-Index erfährt. Der FE-Schätzer ist konsistent, weil die fixen Effekte mit den erklärenden Variablen korreliert sein dürfen. Jedoch wird der Behandlungseffekt nur durch Personen bestimmt, bei denen sich die interessierende erklärende Variable, in unserem Fall der Kaitz-Index, tatsächlich geändert hat. Der RE-Schätzer ist effizient, weil alle Personen berücksichtigt werden können, jedoch unterliegt er einer strengeren Annahme. Daher werden in den zentralen Kausalanalysen, die mithilfe des regionalen DiD-Ansatzes durchgeführt werden (Kapitel 7.3 für die Arbeitszeit) sowohl Ergebnisse für FE- als auch für RE-Schätzungen gezeigt. Die Unterschiede zwischen den Effekten der beiden Modelle sind zumeist gering. Die FE- und RE-Modelle sind auch gegenüber einer Pooled-OLS-Regression mit geclusterten Standardfehlern zu bevorzugen, da sie für strukturelle Unterschiede kontrollieren können, die mit dem Kaitz-Index korrelieren und auch einen Einfluss auf Messgrößen wie die Arbeitszeit haben können. So könnten beispielsweise in Berlin mehr junge Akademikerinnen und Akademiker mit einer hohen vertraglich vereinbarten Arbeitszeit leben als in der Region um Hamm, die als kinderreichste Region in Deutschland gilt. Die Überlegenheit der FE- bzw. RE-Modelle für unsere Analysen bestätigt auch der Breusch-Pagan-Test, der die Hypothese, dass regionale Strukturmerkmale nicht mit dem Kaitz-Index korrelieren, also homoskedastisch verteilt sind, verwirft.⁹

Annahmen für die Schätzung des regionalen DiD-Ansatzes

Für eine kausale Interpretation ist notwendig, dass es keinen Zusammenhang des Residuums mit den erklärenden Kontrollvariablen gibt [$E(X|\varepsilon_{irt}) = 0$]. Diese Annahme verlangt auch, dass die Beschäftigten selbst keinen Einfluss auf den Kaitz-Index nehmen können, dass dieser also exogen gegeben ist, was zunächst plausibel erscheint. Individuen haben jedoch immer die Möglichkeit, in Arbeitsmarktregionen mit besseren Bedingungen umzuziehen. Für sie gilt nach einem Umzug der Kaitz-Index der neuen Arbeitsmarktregion. Wenn der Umzug als direkte oder indirekte Folge des Mindestlohns stattfindet, wird der Kaitz-Index endogen. Um sicherzustellen, dass dieses Endogenitätsproblem den geschätzten Effekt nicht verzerrt, wird eine Robustheitsanalyse durchgeführt, die zeigt, dass diese Problematik zwar vorhanden ist, jedoch die Ergebnisse hiervon nicht maßgeblich beeinflusst werden.

Neben der Annahme der Exogenität des Kaitz-Index müssen weitere Annahmen erfüllt sein, wenn mithilfe eines DiD-Ansatzes unverzerrte Behandlungseffekte geschätzt werden sollen. Die

⁸ Der Hausman-Test untersucht das RE- und das FE-Modell auf strukturelle Unterschiede hin und testet die Hypothese, dass die erklärenden Variablen unkorreliert sind mit der unbeobachtbaren Varianz – diese Hypothese kann mit dem Test auf einem 1-Prozent-Signifikanzlevel verworfen werden. Es ist daher (nach Möglichkeit) ein FE-Modell zu bevorzugen.

⁹ Der Breusch-Pagan-Test überprüft die Hypothese, dass zwischen den Residuen eine konstante Varianz herrscht (Homoskedastie). Der Test wurde mit der OLS-Regression und der Basisspezifikation für Arbeitszeiten durchgeführt. Das Chi-Quadrat-Ergebnis entspricht 20.649. Die Nullhypothese kann demnach auf einem 1-Prozent-Signifikanzniveau verworfen werden. Es ist von Heteroskedastie auszugehen.

wesentlichen Annahmen sind die folgenden: Erstens wird davon ausgegangen, dass ein linearer Zusammenhang zwischen der logarithmierten Messgröße h_{irt} und der Eingriffstiefe des Mindestlohns, gemessen durch den Kaitz-Index, in den Arbeitsmarktregionen besteht. Sollte dieser Zusammenhang nichtlinear sein, wird die Regression sich nur bestmöglich an die wahre Kurve annähern, ohne diese vollständig wiedergeben zu können. Durch das Logarithmieren der Arbeitszeit kann die Annahme der Linearität abgeschwächt werden, sodass auch stärkere Veränderungen der Arbeitszeit für Beschäftigte mit einem höheren Beschäftigungsgrad zulässig sind.

Zweitens verlangt der regionale DiD-Ansatz, wie auch der individuelle DiD-Ansatz, einen generell gemeinsamen Trend (*Parallel Trend*) der Behandlungs- und der Kontrollgruppe vor Einführung des Mindestlohns. Dies bedeutet, dass sich die logarithmierten Messgrößen in Arbeitsmarktregionen mit verschiedenen Eingriffstiefen bis zur Einführung des Mindestlohns parallel entwickeln müssen. Dazu werden in Kapitel 7.3 deskriptive Entwicklungen der Arbeitszeit für Regionen mit verschiedener Eingriffstiefe des Mindestlohns dargestellt.

Damit zusammenhängend erfordert der DiD-Ansatz auch, dass es keine Antizipationseffekte in der Anpassung der Messgröße vor Einführung des Mindestlohns gab. Das Vorliegen von Antizipationseffekten würde die Annahme der *Parallel Trends* verletzen und den geschätzten Effekt nach unten verzerren. Erwartungsgemäß wäre ein Antizipationseffekt in den letzten Monaten vor Eintreten der Reform zu beobachten. Da im SOEP die meisten Befragungen im März und April, also eher zu Beginn des Jahres stattfinden, ist zu erwarten, dass die Antizipationseffekte gering sind. Zur Überprüfung von Antizipationseffekten werden in den Schätzungen auch Koeffizienten für einzelne Jahre vor der Mindestlohneinführung erstellt. So kann in den Ergebnistabellen für alle untersuchten Messgrößen überprüft werden, ob Hinweise auf das Vorliegen von Antizipationseffekten vorliegen.

Zuletzt sollte es keine Selbstselektion der Individuen in weniger oder stärker betroffene Regionen geben, um die SUTVA-Annahme¹⁰ gewährleisten zu können. Dies betrifft insbesondere Beschäftigte, die umziehen. Wie weiter oben bereits beschrieben, werden diese in einer Robustheitsanalyse ausgeschlossen, um Selektionseffekte dieser Art zu überprüfen.

Deskription des Kaitz-Index

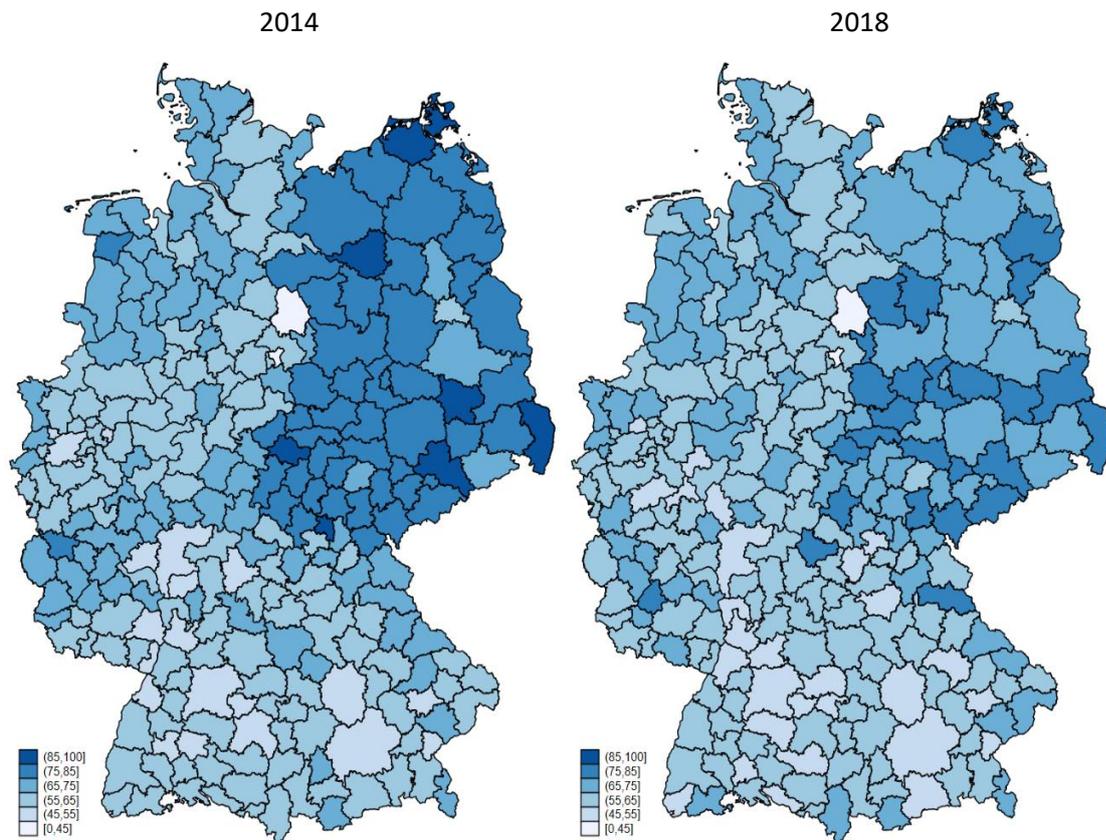
Die im Folgenden präsentierte Deskription des Kaitz-Index dient der Veranschaulichung, wie sich die Eingriffsintensität über die Arbeitsmarktregionen und die verschiedenen Jahre hinweg verändert hat.

Für die in der vorliegenden Studie betrachteten Beschäftigten des SOEP beträgt der Kaitz-Index im Mittelwert über alle Regionen und Jahre (2013 bis 2019) 62 Prozent des Medianlohns und weist eine Standardabweichung von 8,9 Prozentpunkten auf. Im Jahr 2014 lag der Kaitz zwischen 43 Prozent in der Arbeitsmarktregion Salzgitter und 89 Prozent in Finsterwalde (Mittelwert für 2014: 61 Prozent). Im Jahr 2019 lag er zwischen 43 und 84 Prozent (Mittelwert: 62 Prozent). Dass sich der Mittelwert des Kaitz-Index zwischen 2014 und 2019 kaum verändert hat, spiegelt wider, dass die (Median-)Löhne im betrachteten Zeitraum ungefähr in gleichem Maße gestiegen sind wie der Mindestlohn. Zwischen den Regionen hat es hingegen größere Veränderungen gegeben, die in Abb. 2.1 dargestellt sind. In den Arbeitsmarktregionen Bad Kissingen, Paderborn, Helmstedt und Weiden kam es beispielsweise zu einer Erhöhung der Eingriffsintensität von mehr als

¹⁰ SUTVA steht für *Stable Unit Treatment Value Assumption*, also die Annahme, dass die Komposition der Behandlungs- und Kontrollgruppe über die Zeit stabil ist.

10 Prozentpunkten. Um mehr als 10 Prozentpunkte gesunken ist die Eingriffsintensität in 17 Arbeitsmarktregionen. Insgesamt liegt die hier berichtete Eingriffsintensität über den von der OECD ermittelten und im ersten Bericht zu den Auswirkungen des gesetzlichen Mindestlohnes dargestellten Werten (siehe Mindestlohnkommission 2016: 20ff). Der Unterschied ergibt sich vorwiegend daraus, dass in die Berechnungen der OECD ausschließlich Löhne von Vollzeitbeschäftigten eingehen, während hier zusätzlich auch Teilzeitbeschäftigte und geringfügig Beschäftigte berücksichtigt werden. Insbesondere letztere Gruppe hat im Mittel deutlich niedrigere Stundenlöhne als Vollzeitbeschäftigte.

Abb. 2.1: Eingriffsintensität des Mindestlohns (Kaitz-Index) nach Arbeitsmarktregion in %



Quelle: VSE 2014 und 2018, FDZ der Länder. – Anmerkung: Eigene Darstellung unter Verwendung von Hochrechnungsfaktoren.

3 Stundenlöhne

3.1 Einleitung und Literatur

In diesem Kapitel werden die Auswirkungen des Mindestlohns auf die Stundenlöhne, die Kerngröße dieser Studie, genauer betrachtet. Lohnveränderungen sind die zentrale und erste Anpassungsreaktion von Unternehmen bei einer Änderung der Mindestlohngesetzgebung. Der Stundenlohn ist dabei eng verbunden mit den Messgrößen Monatslohn und Arbeitszeit, für die Auswertungen in den Kapiteln 4 und 7 präsentiert werden. Die Analyse zu den Stundenlöhnen beginnt mit einem Querschnittsvergleich basierend auf Daten des SOEP und der VSE/VE für die Zeit von 2014 bis 2019. Für die Deskription werden die Stundenlöhne für das SOEP und die VSE/VE berechnet und einander gegenübergestellt. Die anschließenden Kausalanalysen basieren nur auf dem SOEP, da dieses aufgrund der Panel-Struktur der Daten eine Längsschnittbetrachtung über die Jahre ermöglicht.

Die Auswertungen für die Jahre 2014 bis 2017 entsprechen den Vorgängerstudien zu Löhnen basierend auf dem SOEP (Bachmann et al. 2020b, Burauel et al. 2018). In der vorliegenden Studie werden darüber hinaus die Jahre 2018 und 2019 betrachtet. Damit berücksichtigt der vorliegende Bericht die Einführung sowie die ersten beiden Erhöhungen des Mindestlohns in den Jahren 2015, 2017 und 2019 und die damit einhergehenden Mindestlohnhöhen von 8,50 Euro, 8,84 Euro und schließlich 9,19 Euro.

Der Mindestlohn gilt als ein zentrales Instrument der Arbeitsmarktpolitik gegen Niedriglöhne und wurde bereits umfassend in der internationalen Literatur untersucht. Aus den Studien lassen sich drei empirische Kernergebnisse ableiten: Erstens werden insgesamt positive Lohneffekte auf die Löhne von Beschäftigten im Niedriglohnbereich gefunden (Dickens und Manning 2004 für Großbritannien; Cengiz et al. 2019 für die USA). Das überdurchschnittliche Lohnwachstum im untersten Bereich der Lohnverteilung wirkt sich zudem auch reduzierend auf die allgemeine Lohnungleichheit aus (DiNardo et al. 1996, Manning 2013). Dieser Aspekt wird detailliert in Kapitel 5 zu Lohnungleichheit diskutiert. Zweitens werden Mindestlöhne in vielen Fällen nicht vollständig durchgesetzt. Abhängig vom Land und der untersuchten Population (bspw. junge oder ältere Beschäftigte, unterschiedliche Sektoren) unterscheiden sich *non-compliance*-Raten – dies ist der Anteil an Beschäftigten, die unterhalb des geltenden Mindestlohnes entlohnt werden – stark (Weil 2005 für die USA; Low Pay Commission 2017 für Großbritannien). Die *non-compliance*-Raten, betragen dort zwischen 2 und 30 Prozent. Drittens ist die Richtung der Mindestlohnauswirkungen auf Löhne, die vorher oberhalb des neuen Mindestlohnniveaus lagen, unklar. Grundsätzlich können auch höhere Lohngruppen vom Mindestlohn betroffen sein, wenn Betriebe entweder durch Erhöhungen auch dieser Löhne die alte Lohnhierarchie aufrechterhalten, oder wenn Betriebe den insgesamt gestiegenen Arbeitskosten mit Lohnsenkungen begegnen. Den ersten Fall bezeichnet man als *Spillover*-Effekt, den zweiten Fall als Lohnkompression. Insbesondere für die USA gibt es hinreichende Evidenz für positive Lohneffekte auf Löhne knapp oberhalb des Mindestlohns (Autor et al. 2016, Cengiz et al. 2019, Fortin et al. 2021, Gopalan et al. 2021, Lee 1999). Anpassungen der Arbeitszeit und eine Reduktion der Beschäftigung können jedoch auch negative Lohneffekte zur Folge haben (Neumark et al. 2004).

Da in Deutschland die Einführung des Mindestlohns im internationalen Vergleich relativ spät erfolgte, ist die Anzahl empirischer Studien für Deutschland geringer, wächst jedoch schnell an. Die bestehende Evidenz entspricht den Befunden der internationalen Literatur zu den Wirkungen von Mindestlöhnen auf Löhne. Die Mindestlohnkommission (2016) sowie Burauel et al. (2018) stellen fest, dass sich der allgemeine gesetzliche Mindestlohn in den Jahren 2015 bzw. 2016 noch

nicht vollständig durchgesetzt hat. So beträgt die *non-compliance*-Rate im Jahr 2016 laut Auswertungen mit Daten des SOEP um die 7 Prozent. Eine Untersuchung von Pusch und Seifert (2017) zeigt, dass der Anteil bei Beschäftigten in Minijobs sogar bei fast 50 Prozent lag. In den Daten von VSE/VE ergeben sich durch die auch in Kapitel 2 dieses Berichts beschriebenen Eigenschaften der Datensätze deutlich niedrigere Raten von nur 2,1 (für 2015) bis 2,8 Prozent (für 2016, vgl. Mindestlohnkommission 2018). Spätere Studien für das SOEP bestätigen die Größenordnung der *non-compliance*-Raten für die ersten Jahre nach der Mindestlohnerhöhung. Dort liegen die Raten bei 5 bis 7 Prozent bis einschließlich zum Jahr 2017 (Bachmann et al. 2020b, Fedorets et al. 2019). Während die Rate 2016 zunächst leicht gesunken war, stieg sie im Jahr 2017 wieder etwas an. Vor diesem Hintergrund stellt sich die Frage, ob auch weitere Mindestlohnerhöhungen erst verzögert durchgesetzt werden.

Die deskriptiven und kausalen Ergebnisse der Vorgängerstudien von Burauel et al. (2018) und Bachmann et al. (2020b) bestätigen positive Effekte der Mindestlohneinführung im Jahr 2015 und der Mindestlohnerhöhung im Jahr 2017 auf Stundenlöhne für Deutschland. Die kausalen Resultate stützen sich dabei auf einen individuellen Differenz-in-Differenzen-Ansatz (DiD), der auch in dieser Studie angewendet wird. Die Methode ist ausführlich in Kapitel 2.5 beschrieben. Burauel et al. (2018) schätzen einen positiven Lohneffekt des gesetzlichen Mindestlohns auf das Lohnwachstum von Niedrigverdienenden von 6,5 Prozent zwischen 2014 und 2016. In der Nachfolgestudie von Bachmann et al. (2020b) wird die Analyse bis zum Jahr 2017 erweitert und neben der Mindestlohneinführung auch die erste Mindestlohnerhöhung evaluiert. Bachmann et al. (2020b) finden ebenfalls positive Effekte der Mindestlohneinführung auf Stundenlöhne in der Größenordnung von etwa 5 bis 7 Prozent für die Jahre 2015 bis 2017. Die Erhöhung wirkt sich dabei stärker auf die vertraglichen Stundenlöhne als auf die tatsächlichen Stundenlöhne aus. Löhne zwischen 8,50 und 8,84 Euro, die direkt von der Erhöhung, nicht aber von der ersten Mindestlohneinführung, betroffen waren, erfuhren jedoch kein signifikantes Lohnwachstum. Die Ergebnisse stehen im Einklang mit Ergebnissen von König und Möller (2009), der ersten bedeutenden Studie zu den Auswirkungen von sektoralen Mindestlöhnen für das Bauhauptgewerbe in Deutschland. Ähnliche Effekte werden von vom Berge und Frings (2020) für das Bauhauptgewerbe unter Verwendung von regionaler Variation gefunden. Caliendo et al. (2017), die ebenfalls einen regionalen DiD-Ansatz anwenden, finden ähnlich positive Lohneffekte der Mindestlohneinführung wie Burauel et al. (2018). Auch Bossler und Gerner (2020) finden unter Verwendung von Daten des IAB-Betriebspanels positive Lohneffekte der Mindestlohneinführung in der Größenordnung von 4 bis 7 Prozent, die jedoch *Spillover*-Effekte beinhalten können. Es zeigt sich außerdem, dass der Mindestlohn zu einer regionalen Angleichung des Lohnniveaus im unteren Bereich der Lohnverteilung geführt hat (Ahlfeldt et al. 2018). In einer aktuellen Studie nutzen Dustmann et al. (2021) administrative Daten und einen regionalen DiD-Ansatz für eine Analyse der Auswirkungen der Mindestlohneinführung. Sie finden positive Lohneffekte als Reaktion auf die Mindestlohnreform für Beschäftigte im Niedriglohnbereich relativ zu Beschäftigten mit einem Lohn oberhalb des Mindestlohns. Die geschätzten Effekte sind stärker für den täglichen Lohn (9,3 Prozent) im Vergleich zum Stundenlohn (5,4 Prozent). Die Studie zeigt, dass diese Effekte insbesondere getrieben sind durch die Reallokation von geringfügig Beschäftigten von kleinen Betrieben mit einem niedrigen Lohnniveau zu größeren Betrieben mit höherem Lohnniveau. Dieser Effekt macht bis zu 17 Prozent des Anstiegs der täglichen Löhne für geringfügig Beschäftigte in Folge der Mindestlohneinführung aus.

Die Identifikation von Mindestlohn-Effekten über den Vergleich von Löhnen von Personen, die unterhalb und knapp oberhalb des neuen Mindestlohnlevels entlohnt wurden, erfordert, dass es keine Effekte auf Löhne oberhalb des Mindestlohnlevels, also *Spillover*-Effekte oder Effekte

der Lohnkompression, gibt. Auch zu dieser Frage liefert die deutsche Evidenz zum Mindestlohn – ähnlich wie die internationale Literatur – gemischte Ergebnisse. Die Studien von Burauel et al. (2018) und Bachmann et al. (2020b) (für den allgemeinen Mindestlohn) und König und Möller (2009) (für den sektoralen Mindestlohn im Bauhauptgewerbe) stellen keine solchen Effekte fest, wohingegen Bellmann et al. (2017) für sächsische Betriebe (für den allgemeinen Mindestlohn) auf positive und Aretz et al. (2013) (für den sektoralen Mindestlohn im Dachdeckerhandwerk) auf negative Auswirkungen schließen.

3.2 Stundenlöhne: Deskriptive Evidenz

Die deskriptive Untersuchung des Stundenlohns bildet das Fundament für die weiteren Analysen, da sie erste Hinweise zur Beantwortung der zentralen Frage liefert, ob der allgemeine gesetzliche Mindestlohn Auswirkungen auf die Stundenlohnverteilung hatte und ob diese in den analysierten Datensätzen unterschiedlich ausfielen.

Die Auswertungen basieren auf der Querschnittsstichprobe entsprechend der Abgrenzung in Kapitel 2.3, die es erlaubt, die Datensätze SOEP und VSE/VE möglichst konsistent zu vergleichen. Für das SOEP liegt der Fokus der Untersuchung auf der Hauptbeschäftigung. Seit 2017 werden im SOEP genauere Informationen zum Lohn im Nebenerwerb erfasst, sodass dieser ab 2017 in gesonderten Auswertungen in die Analyse miteinbezogen wird. Eine genauere Untersuchung des Nebenerwerbs erfolgt in Kapitel 9. Der Einbezug des Nebenerwerbs ermöglicht eine verbesserte Vergleichbarkeit mit der VSE/VE, wo Haupt- und Nebenbeschäftigungen nicht unterschieden werden können. Die Ergebnisse sind mit den jeweils im SOEP und in der VSE/VE enthaltenen persönlichen Hochrechnungsfaktoren gewichtet, um ziehungsbedingte Unterschiede und individuelle Ausfallprozesse zu berücksichtigen. Hierdurch wird sichergestellt, dass die Ergebnisse im Kontext des jeweiligen Datensatzes repräsentativ für die Arbeitnehmerinnen und Arbeitnehmer (SOEP) bzw. Beschäftigungsverhältnisse (VSE/VE) in Deutschland sind.

Operationalisierung der Zielgröße

Für den Großteil der Jahre und Personen, die in der vorliegenden Studie betrachtet werden, liegen in den verwendeten Datensätzen keine direkten Informationen zum Stundenlohn vor. Daher folgen wir zunächst der gängigen Praxis, den Stundenlohn durch Angaben für Monatslöhne und wöchentliche Arbeitszeiten zu berechnen. Seit 2017 wird im SOEP der Bruttostundenlohn für Beschäftigte, die angeben, weniger als 10 Euro pro Stunde zu verdienen, zusätzlich auch direkt abgefragt. Eine detaillierte Analyse des direkt berichteten Stundenlohns und der Vergleich mit den berechneten Stundenlöhnen für die Jahre 2017 bis 2019 erfolgt in Kapitel 3.3.

Wie in Kapitel 2.3 ausführlich erläutert wurde, soll der betrachtete Stundenlohn einerseits alle mindestlohnrelevanten Stundenlohnbestandteile enthalten, andererseits möglichst vergleichbar zwischen beiden Datensätzen sein. Aus diesem Grund betrachten wir Löhne und Arbeitszeiten inklusive Überstundenentgelte und -zeiten, verzichten jedoch auf die Hinzunahme von Zulagen, welche im SOEP nicht als Geldbetrag erfasst sind. Zudem gehen Sonderzahlungen nicht in die Lohnbasis ein, da sie im SOEP ausschließlich für das Vorjahr verfügbar sind und damit zum einen nicht bis zum aktuellen Datenrand und zum anderen nicht für alle Beschäftigungen vorliegen. Tab. 3.1 fasst die der Stundenlohnberechnung zugrundeliegenden Größen zusammen.

Für das SOEP berechnen wir einen vertraglichen und einen tatsächlichen Stundenlohn.¹¹ Der Stundenlohn ergibt sich aus der Division des Bruttomonatslohns durch die wöchentliche Arbeitszeit (vertraglich oder tatsächlich) multipliziert mit der mittleren Zahl der Wochen pro Monat (4,33). Für den Nebenerwerb kann nicht zwischen vertraglicher und tatsächlicher Arbeitszeit unterschieden werden. Da die Frage nach der Arbeitszeit im Nebenerwerb stärker der nach der tatsächlichen Arbeitszeit im Haupterwerb ähnelt, werden Löhne und Arbeitszeiten im Nebenerwerb vorrangig mit den tatsächlichen Stundenlöhnen und Arbeitszeiten im Haupterwerb verglichen.

Tab. 3.1: Operationalisierung der Stundenlöhne: Verwendete Konzepte von Arbeitszeit und Monatslöhnen

	SOEP		VSE/VE
	vertraglich	tatsächlich	
Arbeitszeit	aktuelle vertragliche Arbeitszeit (ohne genaue zeitliche Referenz, z.B. laufende oder vorige	tatsächliche Arbeitszeit (ohne genaue zeitliche Referenz, z.B. laufende oder vorige Woche)	monatlich bezahlte Arbeitsstunden für April
Überstunden	nicht berücksichtigt, da vertragliche Arbeitszeit	berücksichtigt	bezahlte Überstunden berücksichtigt, unbezahlte Überstunden
Monatslohn	Brutto-Monatslohn bezogen auf Vormonat		Brutto-Monatslohn für April
inkl. Überstundenentgelte	ja		ja
Zulagen	nicht erfasst		nicht berücksichtigt
Sonderzahlungen (z.B. 13. Monatsgehalt)	nicht berücksichtigt, da nur für Vorjahr und damit nicht bis zum aktuellen Datenrand verfügbar		nicht berücksichtigt

Quelle: Eigene Darstellung.

Wie in Kapitel 2.3 beschrieben, sind vor allem bei individuellen Befragungsdaten Ausreißer in Messgrößen wie dem Stundenlohn möglich. Im SOEP können diese unter anderem dadurch entstehen, dass sich die Abfragen von Monatslöhnen und Arbeitsstunden nicht exakt auf den gleichen Zeitraum beziehen. Wir folgen der Literatur (vgl. Buraue et al. 2018) und führen ein *Top-Bottom-Coding* für die berechneten Stundenlöhne durch, indem wir Löhne unterhalb des 1-Prozent-Perzentils sowie oberhalb des 99,9-Prozent-Perzentils auf die jeweilige Perzentilgrenze setzen. Wir wählen asymmetrische Perzentilgrenzen, um der Rechtsschiefe der Verteilung zu entsprechen.

Für die VSE/VE-Daten sind Ausreißer weniger häufig, weshalb wir hier kein *Top-Bottom-Coding* vornehmen. Hier sind Angaben zum Bruttoverdienst und zur Arbeitszeit inklusive bezahlter Überstunden für den Berichtsmonat April enthalten. Der Stundenlohn ergibt sich hier aus der Division von monatlichem Bruttolohn durch die bezahlte monatliche Arbeitszeit. In bis zu einem Drittel der Fälle in den betrachteten Jahren liegt die bezahlte Arbeitszeit nicht vor, dann wird die vertragliche Arbeitszeit gewählt.

¹¹ Die Methodik von Brenke und Müller (2013) zur Arbeitszeitberechnung im SOEP stellt einen Mittelweg dar. Sie berücksichtigt abgefragte bezahlte Überstunden. Da die Art der Erfassung dieser Merkmale zwischen den Jahren 2014 und 2019 variiert, wird diese Methodik in der Studie nicht genutzt.

Mittelwertanalyse

Für den Stundenlohnvergleich zwischen SOEP und VSE/VE sind in Abb. 3.1 zunächst Durchschnitte und Standardabweichungen des vertraglichen sowie tatsächlichen Stundenlohns des SOEP und des Stundenlohns der VSE/VE seit 2014 dargestellt. Die 95-Prozent-Konfidenzbänder geben an, ob die Maße statistisch signifikant unterschiedlich voneinander sind.¹² Für das SOEP beziehen sich die durchgezogene und die gepunktete Linie allein auf den Lohn im Haupterwerb, während die gestrichelte Linie für den tatsächlichen Stundenlohn auch den Lohn im Nebenerwerb miteinbezieht. Diese verläuft unterhalb der Linie, die nur Haupterwerbstätigkeiten umfasst, was bedeutet, dass die Löhne im Nebenerwerb durchschnittlich niedriger ausfallen als die im Haupterwerb.

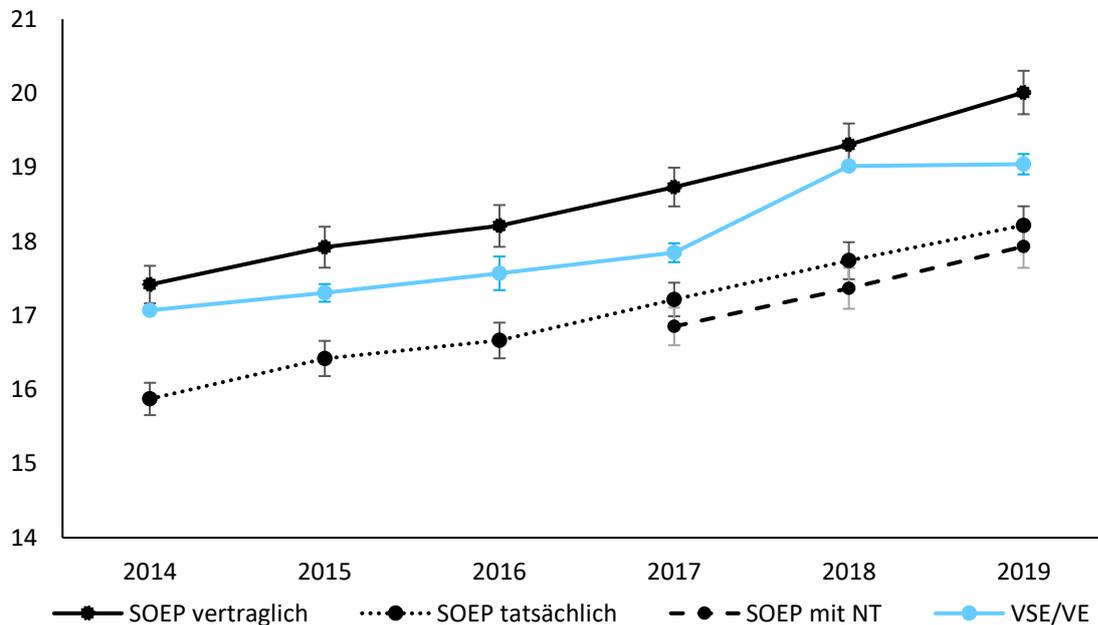
Den Erwartungen entsprechend ist der tatsächliche Stundenlohn des SOEP, bei dem der Monatslohn durch die tatsächliche Arbeitszeit inklusive Überstunden geteilt wird, über alle Jahre niedriger als der vertragliche Stundenlohn. Die Differenz zwischen den Stundenlöhnen ist bis 2018 recht stabil und beträgt ca. 1,55 Euro. 2019 steigt die Differenz auf 1,79 Euro an. Da sich die 95-Prozent-Konfidenzbänder nicht überschneiden, unterscheiden sich die SOEP-Stundenlöhne im Mittelwert statistisch signifikant voneinander. Der vertragliche Stundenlohn steigt über den Zeitraum von 2014 bis 2019 von 17,42 Euro auf 20,01 Euro, der tatsächliche Stundenlohn wächst in ähnlichem Ausmaß von 15,87 Euro auf 18,22 Euro.

Der Stundenlohn der VSE 2014 gleicht in der Höhe dem vertraglichen Stundenlohn im SOEP. Die Stundenlöhne der VE für 2015, 2016 und 2017 liegen jedoch deutlich unterhalb der vertraglichen Stundenlöhne im SOEP, während der durchschnittliche Stundenlohn für die VSE 2018 wiederum sehr nah am vertraglichen Lohn des SOEP liegt. Für 2019 nimmt der Unterschied zwischen vertraglichen Stundenlohn im SOEP und dem Lohn in der VE wieder zu. Offenbar ist die Selektion, der in den VE teilnehmenden Betriebe beträchtlich und die Hochrechnungsfaktoren korrigieren die Selektion in Bezug auf die Stundenlöhne nicht vollständig. Die Differenz zwischen durchschnittlichem Stundenlohn der VE- sowie SOEP-Daten nimmt außerdem über die Zeit zu: Während der Stundenlohn im SOEP zwischen 2014 und 2017 um durchschnittlich 2,5 Prozent jährlich wuchs, waren es in der VSE/VE nur 1,5 Prozent pro Jahr. Betrachtet man jedoch das Wachstum der Stundenlöhne zwischen 2014 und 2018, ist dieses mit 11,8 Prozent in der VSE sogar größer als im SOEP (10,8 Prozent). Allerdings unterscheidet sich der VSE-Wert für 2018 nur geringfügig vom Wert des SOEP für 2018. Für 2019 lag der VE-Wert wieder deutlich unter dem Wert des SOEP. Während der durchschnittliche vertragliche Stundenlohn im SOEP zwischen 2018 und 2019 um 3,6 Prozent anstieg, ist zwischen der VSE 2018 und der VE 2019 nur ein Anstieg des Stundenlohns von 0,1 Prozent zu beobachten.

Insgesamt verdeutlicht Abb. 3.1, dass der Stundenlohn in den Jahren 2014 bis 2019 kontinuierlich angestiegen ist. Bei Betrachtung der Mittelwerte ist jedoch kein außergewöhnlich hohes Wachstum in den Jahren der Einführung bzw. der Erhöhungen des Mindestlohns (2015, 2017 und 2019) zu sehen. Daher gehen wir in einem nächsten Schritt auf die Lohnentwicklung im unteren Lohnsegment im Vergleich zum Lohnsegment oberhalb des Mindestlohns ein.

¹² Um Unsicherheiten in den im SOEP enthaltenen persönlichen Hochrechnungsfaktoren zu berücksichtigen, die daher rühren, dass die Gewichte ausgehend von der Grundgesamtheit berechnet werden und nicht ausgehend von der in dieser Studie genutzten Querschnittsstichprobe, weisen wir in der Abb. A 3.1 im Anhang Konfidenzbänder aus, die mithilfe eines Bootstrapping-Verfahrens gebildet werden. Dabei verwenden wir das in Burauel et al. (2018) beschriebene Verfahren. Der vertragliche und tatsächliche Stundenlohn des SOEP unterscheidet sich auch mit den konservativen Konfidenzintervallen signifikant voneinander.

Abb. 3.1: Durchschnitte der Stundenlöhne nach Jahren
in Euro (y-Achse) pro Jahr (x-Achse)



Quellen: SOEP.v36eu, VSE 2014 und 2018, VE 2015 bis 2017 sowie 2019. – Anmerkungen: Das untere Lohnsegment umfasst Beobachtungen bis zu einem Stundenlohn von 5 Cent oberhalb des jeweils geltenden Mindestlohns. Für 2014 wird der Mindestlohn von 8,50 Euro angewendet. Im SOEP erfolgt die Einteilung in das untere/obere Lohnsegment auf Basis der vertraglichen Stundenlöhne. Standardabweichungen in Klammern ausgewiesen. Gewichtete Ergebnisse. Basierend auf der Querschnittsstichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3. NT – Nebentätigkeiten.

Im Folgenden werden für die Jahre 2014 bis 2019 die durchschnittlichen Stundenlöhne und zugehörige Fallzahlen bis einschließlich sowie oberhalb des jeweils geltenden Mindestlohns dargestellt. Das untere Lohnsegment umfasst Beschäftigte, die Stundenlöhne von maximal 5 Cent oberhalb des im jeweiligen Jahr geltenden Mindestlohns erhalten. Dadurch wird abgebildet, inwieweit sich der durchschnittliche Lohn im unteren Lohnbereich an den Mindestlohn angenähert hat. Für 2014, das Jahr vor der Einführung des Mindestlohns, wird ebenfalls die erste Mindestlohngrenze von 8,50 Euro zzgl. 5 Cent verwendet. Tab. 3.2 zeigt, dass der Anteil von Beschäftigten im unteren Lohnsegment über die Zeit abgenommen hat. Während im SOEP der Anteil um 3,2 Prozentpunkte (von 13,0 auf 9,8 Prozent) gefallen ist, ist der Anteil in der VSE/VE um 7,1 Prozentpunkte (von 12,3 auf 5,2 Prozent) gesunken. Das könnte darauf zurückzuführen sein, dass der Lohn von Beschäftigten aus dem unteren Lohnsegment etwas stärker als nur auf das Mindestlohnniveau (zzgl. 5 Cent) angehoben wurde. Zudem entwickelte sich der durchschnittliche Stundenlohn im unteren Lohnsegment positiv. Für den vertraglichen Stundenlohn im SOEP stieg der mittlere Lohn zwischen 2014 und 2017 von 6,73 Euro auf 7,33 Euro stetig an, sank dann im Jahr 2018 leicht, bevor er 2019 wieder deutlich auf 7,99 Euro anstieg. Der stärkere Anstieg in den Jahren 2017 und 2019 relativ zum jeweiligen Vorjahr könnte ein Hinweis auf Effekte der Mindestloohnerhöhungen sein. Für die tatsächlichen Stundenlöhne liegen die Mittelwerte im unteren Lohnsegment, wie schon in Abb. 3.1 für die gesamte Lohnverteilung dargestellt, etwas unterhalb derer der vertraglichen Stundenlöhne. Die mittleren tatsächlichen Löhne wuchsen ebenfalls kontinuierlich über die Jahre von 6,48 Euro auf 7,54 Euro mit stärkeren Veränderungen im Vergleich zum jeweiligen Vorjahr in den Jahren 2017 und 2019. Für 2018 beobachten wir im Gegensatz zu den vertraglichen Löhnen jedoch keinen Rückgang des tatsächlichen mittleren Lohns verglichen mit 2017. Ein ähnliches Muster wie für die vertraglichen bzw. tatsächlichen Stundenlöhne zeigt

sich auch für die VSE/VE: die Stundenlöhne im unteren Lohnsegment entwickelten sich ebenfalls positiv und das Wachstum war stärker in den Jahren 2015, 2017 und 2019. Über den gesamten betrachteten Zeitraum ist ein Anstieg von 7,15 Euro im Jahr 2014 auf 8,83 Euro im Jahr 2019 zu beobachten.

Tab. 3.2: Durchschnitte und Standardabweichungen der Stundenlöhne nach Jahren und Lohngruppen
in Euro (Anteile in %)

		2014	2015	2016	2017	2018	2019	2017 inkl. NT	2018 inkl. NT	2019 inkl. NT
SOEP										
Vertraglich	<=ML	6,73 (1,31)	6,75 (1,43)	6,86 (1,43)	7,33 (1,25)	7,25 (1,31)	7,99 (1,21)			
	>ML	18,83 (8,73)	19,07 (9,01)	19,19 (9,24)	19,83 (9,32)	20,28 (9,88)	21,01 (9,70)			
Tatsächlich	<=ML	6,48 (1,43)	6,58 (2,08)	6,67 (1,52)	7,04 (1,41)	7,08 (2,39)	7,54 (1,46)	6,83 (1,46)	6,87 (2,20)	7,45 (1,52)
	>ML	17,12 (7,54)	17,42 (7,85)	17,53 (7,95)	18,19 (8,16)	18,60 (8,62)	19,10 (8,50)	18,10 (8,27)	18,46 (8,74)	19,10 (8,77)
Beobachtungen	<=ML	1,604	1,246	1,005	1,298	1,209	1,185	1,686	1,556	1,556
	>ML	10,711	10,673	10,088	11,503	11,442	10,871	12,071	12,051	11,473
Anteil (in %)	<=ML	13.0	10.5	9.1	10.1	9.6	9.8	12.3	11.4	11.9
VSE/VE										
	<=ML	7,15 (1,23)	8,04 (1,06)	8,05 (1,10)	8,43 (1,04)	8,58 (0,70)	8,83 (1,09)			
	>ML	18,44 (11,05)	18,12 (10,66)	18,28 (12,67)	18,46 (9,92)	19,44 (12,49)	19,58 (11,26)			
Beobachtungen	<=ML	120.344	7.889	8.486	7.229	36.371	4.968			
	>ML	861.203	85.321	84.288	93.698	935.726	90.251			
Anteil (in %)	<=ML	12.3	8.5	9.1	7.2	3.7	5.2			

Quellen: SOEP.v36eu, VSE 2014 und 2018, VE 2015 bis 2017 sowie 2019. – Anmerkungen: Das untere Lohnsegment umfasst Beobachtungen bis zu einem Stundenlohn von 5 Cent oberhalb des jeweils geltenden Mindestlohns (<= / > ML). Für 2014 wird der Mindestlohn von 8,50 Euro angewendet. Im SOEP erfolgt die Einteilung in das untere/obere Lohnsegment auf Basis der vertraglichen Stundenlöhne. Standardabweichungen in Klammern ausgewiesen. Gewichtete Ergebnisse. Basierend auf der Querschnittsstichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3. NT – Nebentätigkeiten.

Bei perfekter Einhaltung des Mindestlohns sollte der mittlere Lohn im unteren Lohnsegment jedoch dem Mindestlohn entsprechen. Negative Abweichungen des mittleren Lohns vom geltenden Mindestlohn deuten daher darauf hin, dass einige Beschäftigte noch unterhalb des Mindestlohns entlohnt werden. Für die vertraglichen Löhne im SOEP liegen diese Abweichungen zwischen 1,75 Euro für 2015 und 1,20 Euro für 2019 (Mittelwert: 1,54 Euro). Die Differenz ist größer für die tatsächlichen Löhne und beträgt im Mittelwert für diese Jahre 1,79 Euro. Betrachtet man zusätzlich die Löhne im Nebenerwerb, so vergrößert sich diese Differenz weiter auf 2,03 Euro (2015 bis 2019, inkl. Nebenerwerb seit 2017). Über die Jahre verringerte sich die Lücke jedoch leicht. In der VSE/VE ist die Abweichung vom Mindestlohn mit durchschnittlich 40 Cent deutlich geringer. Die kleinere Differenz lässt sich auch durch die Berichtsweise der VSE/VE begründen. Die Daten werden häufig direkt aus Lohnbuchhaltungssoftware gezogen, die typischerweise auf Unterschreitungen des Mindestlohns hinweist.

Für das obere Lohnsegment mit Stundenlöhnen, die mindestens 5 Cent über dem Mindestlohn liegen, zeigt sich, dass der relative durchschnittliche Anstieg der Löhne für beide Datensätze in diesem Segment schwächer war als im unteren. Für die vertraglichen und tatsächlichen Stundenlöhne im SOEP betrug das Wachstum der Löhne im oberen Segment durchschnittlich jeweils

2,2 Prozent. Von 2014 bis 2019 sind die vertraglichen Löhne im oberen Lohnsegment des SOEP von 18,83 Euro auf 21,01 Euro angestiegen. Der mittlere tatsächliche Lohn lag 2014 bei 17,12 Euro und wuchs auf 19,10 Euro im Jahr 2019 an. Das absolute und relative Wachstum in den Jahren der Mindestlohneinführung und -erhöhungen im Vergleich zum jeweiligen Vorjahr war dabei höher als in den umliegenden Jahren. Dies könnte ein Hinweis darauf sein, dass durch den Mindestlohn auch Löhne im oberen Lohnsegment erhöht wurden. Im Vergleich fiel das mittlere jährliche Wachstum der Stundenlöhne zwischen 2015 und 2019 mit 1,9 Prozent in der VSE/VE etwas schwächer aus als im SOEP. 2018 war es mit 5,3 Prozent auffällig hoch. Dieser Wert spiegelt den großen Unterschied zwischen den Durchschnittslöhnen der VSE und der VE wider, der in Abb. 3.1 schon für den Mittelwert der gesamten Lohnverteilung aufgezeigt wurde. Dass der Unterschied des mittleren Stundenlohns in der VSE 2018 im Vergleich zur VE 2017 im oberen Lohnsegment nicht nur absolut, sondern auch relativ zum mittleren Lohn deutlich größer ist als im unteren Lohnsegment kann dadurch erklärt werden, dass die Selektivität der Unternehmen im Niedriglohnbereich in der VE geringer war als im höheren Lohnbereich. Unternehmen mit Beschäftigten im oberen Lohnbereich scheinen in der VE also weniger stark repräsentiert zu sein. Dies entspricht einem größeren Anteil von Beschäftigten im Segment unterhalb des Mindestlohns in der VE (2015 bis 2017 sowie 2019) im Vergleich zur VSE 2018. Dieser untere Bereich der Lohnverteilung steht auch bei den folgenden Analysen im Mittelpunkt.

Tab. 3.3: Unterschreitungen des Mindestlohns nach Jahren

	Jahr	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2017 inkl.	2018 inkl.	2019 inkl.
	ML	(8,50)	8,50	8,50	8,84	8,84	9,19	NT	NT	NT
SOEP										
Beobachtungen	<ML	1.523	1.072	899	1.036	1.165	936	1.335	1.511	1.246
	>=ML	10.498	10.415	9.937	11.080	11.475	11.120	11.515	12.085	11.783
Beobachtungen	<ML	3.179.933	2.316.239	2.125.139	2.143.676	2.215.501	1.798.430	2.914.959	3.044.874	2.559.609
(hochgerechnet)	>=ML	24.655.782	25.086.537	26.272.249	25.950.674	28.449.746	28.758.861	26.962.451	30.054.224	30.378.486
Anteil	<ML	11,4	8,5	7,5	7,6	7,2	5,9	9,8	9,2	7,8
(hochgerechnet)	>=ML	88,6	91,5	92,5	92,4	92,8	94,1	90,2	90,8	92,2
VSE/VE										
Beobachtungen	<ML	87.057	3.144	3.219	3.739	24845	2.857			
	>=ML	867.268	89.118	88.801	96.107	947.252	92362			
Beobachtungen	<ML	3.035.618	1.211.184	961.932	1.185.360	1.012.741	1.174.609			
(hochgerechnet)	>=ML	31.255.941	34.656.005	35.004.329	35.383.203	36.692.558	37.979.030			
Anteil	<ML	8,9	3,4	2,7	3,2	2,7	3,0			
(hochgerechnet)	>=ML	91,1	96,6	97,3	96,8	97,3	97,0			

Quellen: SOEP.v36eu, VSE 2014 und 2018, VE 2015 bis 2017 sowie 2019. – Anmerkungen: Das untere Lohnsegment umfasst Beobachtungen bis zu einem Stundenlohn unterhalb des jeweils geltenden Mindestlohns (ML). Für 2014 wird der Mindestlohn von 8,50 Euro angewendet. Im SOEP erfolgt die Einteilung in das untere/obere Lohnsegment auf Basis der vertraglichen Stundenlöhne. Basierend auf Querschnittsstichproben ähnlich Abgrenzung in Kapitel 2.3. Zusätzlich sind hier Beschäftigte in Branchen mit Übergangsregeln bis zum Auslaufen der jeweiligen Regel (maximal 2017) ausgeschlossen. NT – Nebentätigkeiten.

Non-compliance

Aus den bisherigen Darstellungen ließ sich der Anteil an Beschäftigten, die grundsätzlich mindestlohnberechtigten sein sollten, den Mindestlohn aber nicht erhalten, an der Grundgesamtheit aller mindestlohnberechtigten Beschäftigten („*non-compliance*“) nicht entnehmen. Um den Vergleich mit bisherigen Studien (Bachmann et al. 2020b, Burauel et al. 2018) zu erleichtern und die *non-compliance*-Raten auch für die hinzugekommenen Beobachtungsjahre auszuweisen, stellt Tab. 3.3 Beobachtungszahlen (absolut sowie hochgerechnet) sowie hochgerechnete Anteile von Unterschreitungen des Mindestlohns dar. Die Stichproben unterscheiden sich von den bisher im vorliegenden Bericht verwendeten dadurch, dass Beschäftigte in Branchen mit Ausnahmeregelungen für den Mindestlohn ausgeschlossen werden. Diese Übergangsregeln vom Mindestlohn galten bis längstens Ende 2017. Ohne den Ausschluss dieser Branchen würden auch Unterschreitungen des Mindestlohns berücksichtigt, die durch die Übergangsregeln gesetzlich gestattet sind. Die Identifikation erfolgt so präzise wie es im jeweiligen Datensatz möglich ist. Im SOEP werden Branchen mit spezifischen Mindestlöhnen im Haupterwerb über die Angabe zur Klassifikation der Berufe (KldB) 2010 identifiziert, da hier Wirtschaftszweiginformationen nur auf 2-stelliger Ebene verfügbar sind. Die 5-stelligen KldB-Kennziffern erlauben die präzise Abgrenzung von Berufen. Allerdings kann hier nicht berücksichtigt werden, dass sich spezifische Branchenmindestlöhne auf Betriebe und nicht auf Berufsgruppen beziehen. Dies gilt ebenfalls für die 4-stelligen ISCO08-Kennziffern, die zur Abgrenzung von Branchen mit Übergangsregelungen für Nebenerwerbstätigkeiten verwendet werden. Bei den VSE/VE-Erhebungen auf Betriebsebene ist eine genauere Identifikation der Übergangsregelungen möglich, da dort direkt die Bezeichnung der Verdienstregelung eines Betriebs inklusive der Eingliederungsnummer in die Tarifdatenbank der statistischen Ämter abgefragt wird. Dabei wird explizit darauf hingewiesen, dass auch Mindestlohnregelungen der allgemeinverbindlich erklärten Tarifverträge einzubeziehen sind. Mithilfe dieser Nummer wird von den Forschungsdatenzentren der statistischen Länder in Zusammenarbeit mit dem statistischen Bundesamt die Indikator-Variable zum Branchenmindestlohnsektor bereitgestellt (Statistische Ämter des Bundes und der Länder 2020, Pristl 2015).¹³

Die dargestellten *non-compliance*-Raten bestätigen die Ergebnisse früherer Studien (Bachmann et al. 2020b, Fedorets et al. 2019) und liegen für das SOEP zwischen 8,5 (2015) und 5,9 Prozent (2019) für den Haupterwerb. 2016 sank die Rate um 1 Prozentpunkt auf 7,5 Prozent und blieb für das Jahr der ersten Mindestlohnerrhöhung 2017 relativ konstant (7,6 Prozent). 2018 sank die *non-compliance*-Rate etwas weiter ab und im Jahr 2019, dem Jahr der zweiten Mindestlohn-Erhöhung, erneut deutlich auf unter 6 Prozent. Unter Berücksichtigung des Nebenerwerbs liegen die Raten fast 2 Prozentpunkte höher. Dies ist vor allem bemerkenswert, da die Unterschreitungs-raten für die VSE/VE, die ebenfalls Beschäftigten im Haupt- und Nebenerwerb erfassen, mit 2,7 bis 3,4 Prozent deutlich geringer ausfallen. Auch hier nimmt die Rate im Laufe der Zeit durchschnittlich ab, jedoch weniger stark als im SOEP. Der Vergleich der *non-compliance*-Rate der VSE 2018 (2,7 Prozent) mit den Raten der VE der umliegenden Jahre zeigt eher geringfügige Unterschiede. Die *non-compliance*-Raten der VE 2017 und 2019 liegen dabei 0,5 bzw. 0,3 Prozentpunkte oberhalb der Rate der VSE 2018. Dies bestätigt den Befund, dass der Niedriglohnbereich in den VE auch nach Berücksichtigung von Hochrechnungsfaktoren stärker vertreten ist als in der VSE. Die Unterschiede sind in Bezug auf die Unterschreitungen des Mindestlohns jedoch überschaubar.

¹³ Im SOEP ist ebenfalls eine direkte Frage nach der tariflichen Bindung des Arbeitsverdienstes der Haupttätigkeit enthalten sowie Informationen darüber, ob dort ein Mindestlohn festgeschrieben und wie hoch er ist. Allerdings fehlen diese Angaben für viele Beschäftigungsverhältnisse bzw. werden mit „Weiß nicht“ beantwortet, so dass für den Großteil der Beschäftigungsverhältnisse keine valide Information zur Tarifbindung vorliegt. Daher wird diese Information im vorliegenden Bericht nicht verwendet.

Verteilungsanalyse

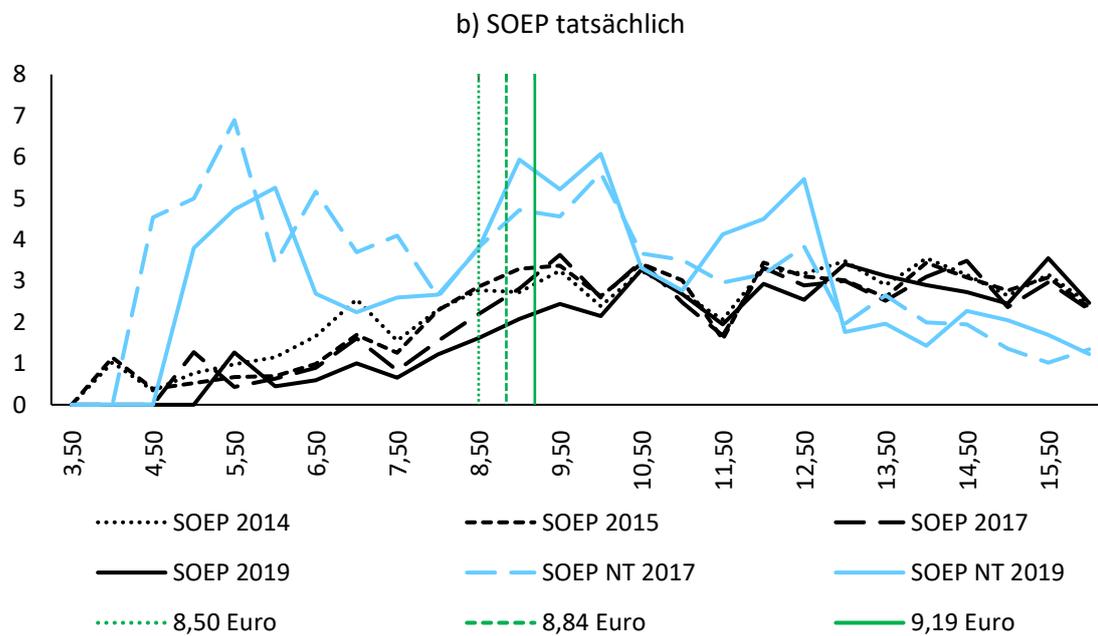
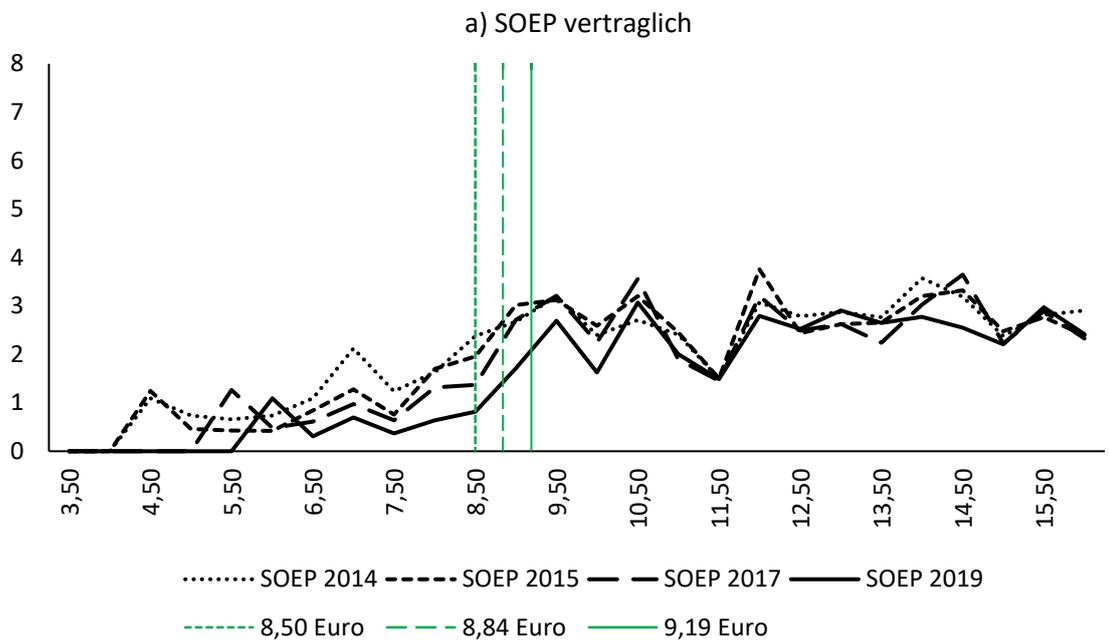
Im Folgenden wird die Entwicklung entlang der Stundenlohnverteilung im SOEP und in der VSE/VE im Detail analysiert. Dies geschieht getrennt für das Jahr vor der Mindestlohneinführung, 2014, und für die Jahre der Mindestlohneinführung sowie der -erhöhungen 2015, 2017 und 2019. Die Grafiken für die VSE/VE beziehen sich auf 2018 statt auf 2019. Dadurch wird einerseits keine Entwicklungen im Jahr der 2. Mindestlohn-Erhöhung 2019 für die Daten der VSE/VE dargestellt. Andererseits erlaubt der Einbezug der verpflichtenden VSE 2018 eine Vergleichbarkeit zwischen VSE und VE sowie eine bessere Vergleichbarkeit mit dem SOEP, da bei der VSE im Vergleich zur VE eine geringere Selektivität der Betriebe zu erwarten ist. Dabei ist vor allem die Verteilung im unteren Lohnbereich von Interesse. In Abb. 3.2 wird daher die Stundenlohnverteilung bis 16 Euro abgebildet. Die Verteilung von Stundenlöhnen bis zu 50 Euro wird in Abb. A 3.2 im Anhang dargestellt. Wie schon in Tab. 3.2 ist auch in den Verteilungen zu erkennen, dass es in allen Jahren und Datensätzen Stundenlöhne unterhalb des jeweils geltenden Mindestlohns gibt, die auf tatsächliche Unterschreitungen des Mindestlohns oder Messfehler zurückzuführen sein können. Es ist allerdings zu erwarten, dass der Anteil an Beobachtungen mit Stundenlöhnen nahe dem Mindestlohn in den Jahren der Mindestlohneinführung bzw. der -erhöhungen zunimmt. Veränderungen der Stundenlohnverteilung über die Zeit können Hinweise auf positive *Spillover*-Effekte oder Lohnkompressionen, die durch den Mindestlohn hervorgerufen werden könnten, geben.

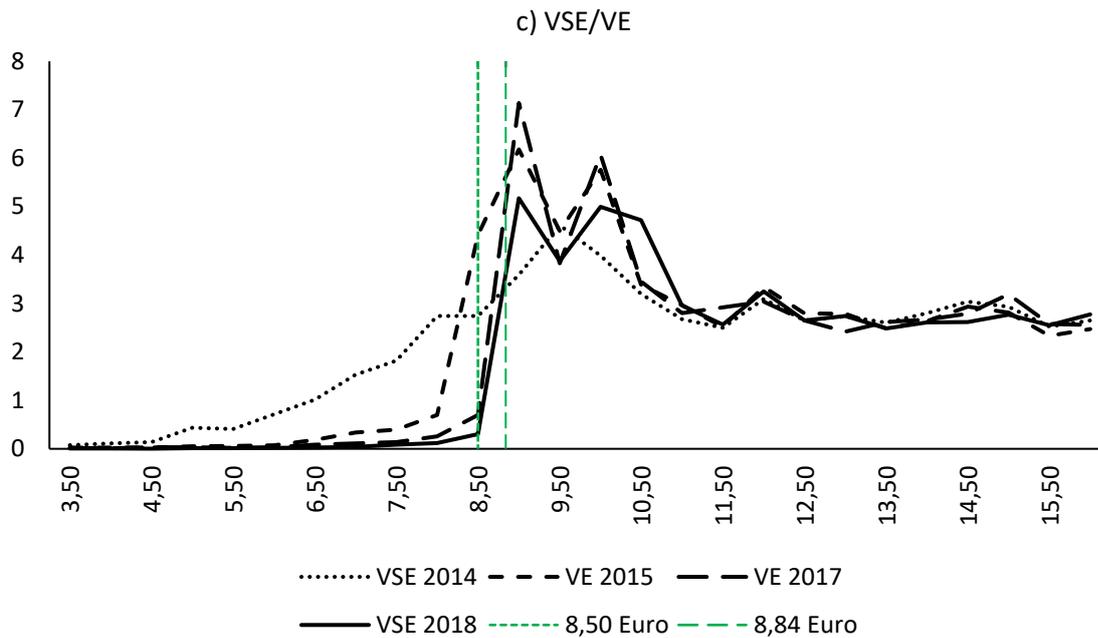
Abb. 3.2 a zeigt die Verteilung des vertraglichen Stundenlohns im Haupterwerb und Abb. 3.2 b stellt die Verteilung des tatsächlichen Stundenlohns des SOEP im Haupterwerb (schwarze Linien, seit 2014) sowie im Nebenerwerb für die Jahre 2017 und 2019 (blaue Linien) dar. Dazu werden relative Häufigkeiten für 50-Cent-Gruppen der Stundenlöhne bis 16 Euro abgebildet. Der Wert von 9,00 Euro auf der x-Achse enthält Stundenlöhne, die größer als 8,50 Euro und kleiner gleich 9,00 Euro sind. Damit sind die in den Jahren 2015 bis einschließlich 2018 geltenden Mindestlöhne von 8,50 Euro und 8,84 Euro in dieser Lohngruppe enthalten.

Im SOEP fallen in allen Jahren noch einige Beobachtungen unter die Mindestlohnschwelle, allerdings ist der Anteil dieser Beobachtungen über die Jahre gesunken. So lässt sich über die Jahre 2014 bis 2019 eine leichte Rechtsverschiebung im unteren Lohnsegment beobachten. Oberhalb des Mindestlohns kommt es zu einem Anstieg der Beobachtungen mit Häufungen bei Werten um 9,50 Euro, 10,50 Euro und 12,00 Euro. Diese Häufungen ändern sich leicht im Zeitverlauf. Während die mittlere dieser drei Lohnklassen nach 2014 ansteigt, nimmt der Anteil der Beobachtungen in den umgebenden Lohnklassen über die Zeit tendenziell ab. Für den Nebenerwerb nimmt der Anteil von Beobachtungen mit Stundenlöhnen unterhalb des Mindestlohns von 2017 nach 2019 auch deutlich ab und es kommt zu Häufungen um den Mindestlohn herum. Dennoch liegt ein bedeutender Anteil von Beobachtungen im Niedriglohnbereich unterhalb des Mindestlohns mit Häufungen bei 5,50 Euro im Jahr 2017 und 6,00 Euro im Jahr 2019.

Nach Einführung des Mindestlohns weist die VSE/VE im Gegensatz zum SOEP eine deutlichere Verringerung der Stundenlöhne unterhalb und eine starke Ballung der Löhne auf bzw. oberhalb der Mindestlohngrenze aus, wie Abb. 3.2 c zeigt. Für die VE 2017 und VSE 2018 lässt sich zudem eine weitere Verlagerung der Verteilung nach rechts durch die Erhöhung des Mindestlohns auf 8,84 Euro beobachten. Ab einem Stundenlohn von 11,50 Euro verlaufen die Verteilungen wieder parallel, was darauf hindeutet, dass es wenig *Spillover*-Effekte des Mindestlohns auf höhere Löhne gab. Dies wird bestätigt durch Abb. A 3.2 im Anhang, die die Verteilung bis zu einem Stundenlohn von 50 Euro darstellt.

Abb. 3.2: Verteilung der Stundenlöhne nach Jahren
in % (y-Achse) pro Stundenlohnklasse (x-Achse)





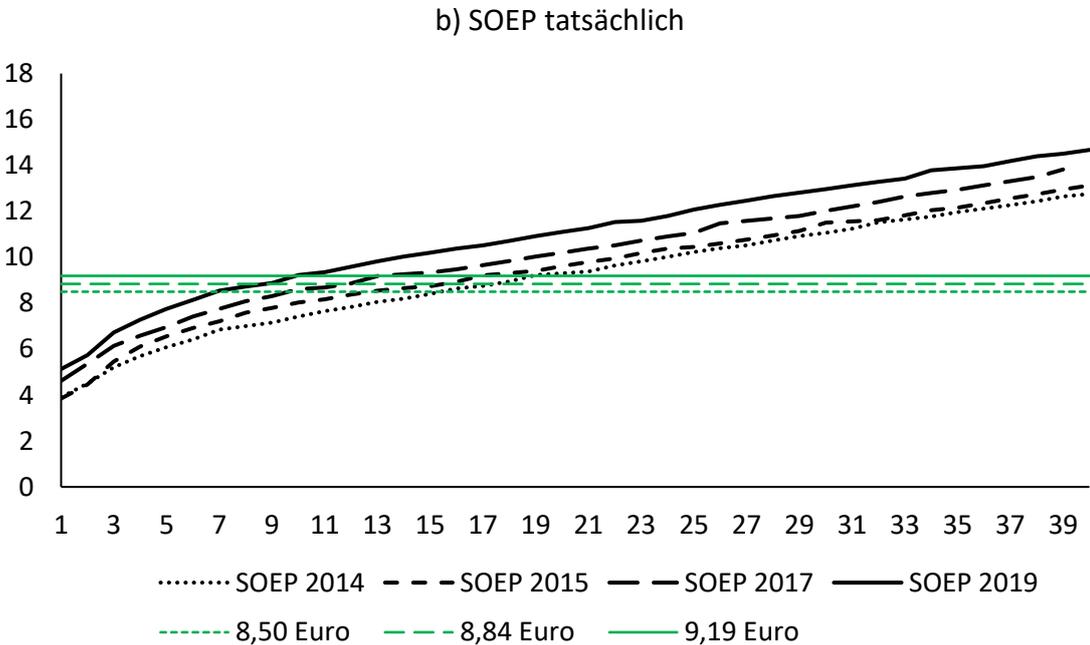
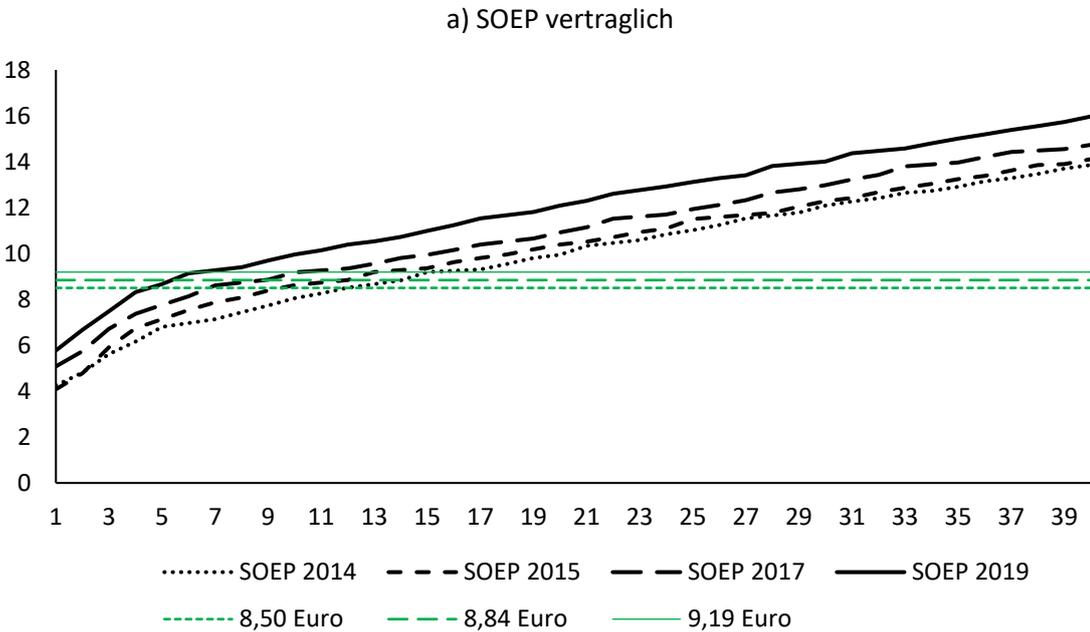
Quellen: SOEP.v36eu, VSE 2014 und 2018, VE 2015 und 2017. – Anmerkungen: Stundenlöhne in 50-Cent-Klassen von 0 bis 50 Euro gruppiert. Die vertikale Linie beim x-Achsenwert 8,50 markiert Stundenlöhne über 8,00 Euro bis 8,50 Euro. Gewichtete Ergebnisse. Basierend auf der Querschnittsstichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3.

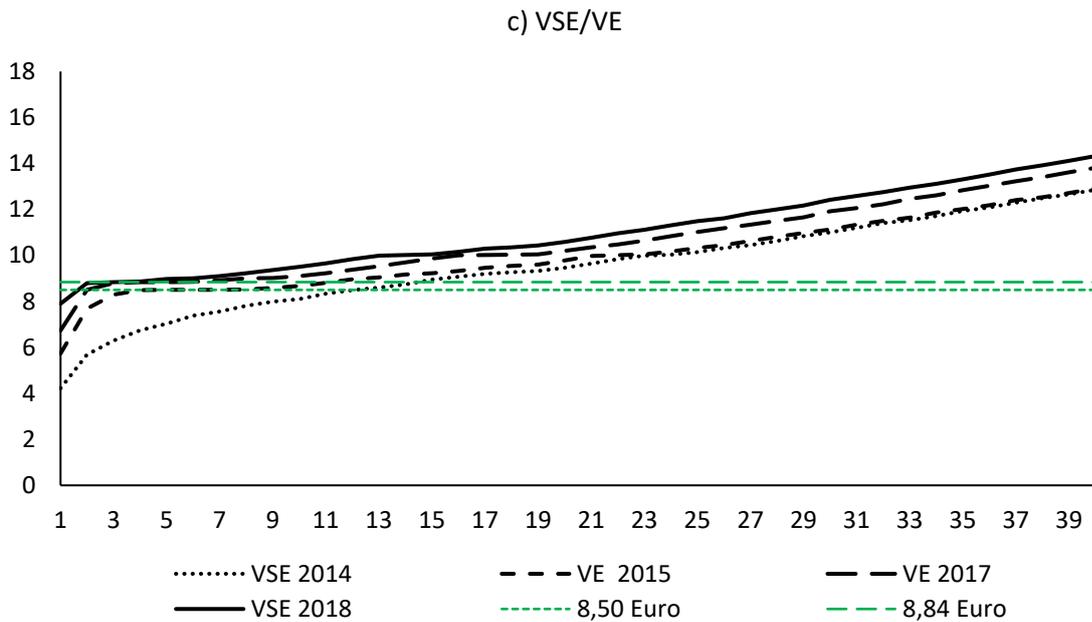
Die Darstellung der Stundenlohnverteilungen bestätigt somit die Ergebnisse zum Stundenlohnwachstum in Tab. 3.2, die für niedrige und höhere Löhne unterschiedlich zwischen SOEP und VSE/VE ausfallen.

Im nächsten Schritt folgen wir den Vorgängerstudien Burauel et al. (2018) sowie Bachmann et al. (2020b) und verwenden Pen's Paraden, welche die Entwicklung der Stundenlöhne anhand durchschnittlicher Stundenlöhne je Stundenlohnperzentil für die Jahre 2014 bis 2019 abbilden. Da sich im Rahmen der Einführung bzw. der Erhöhungen des Mindestlohns entsprechend der bisher dargestellten Ergebnisse vor allem Lohnänderungen im unteren Bereich der Verteilung gezeigt haben, betrachten wir die Verteilung der Löhne bis zum 40. Perzentil.

Abb. 3.3 a stellt Pen's Paraden für die vertraglichen Stundenlöhne im SOEP dar. Zwischen 2014 und 2019 kann eine Linksverschiebung der Pen's Paraden beobachtet werden: Die durchschnittlichen vertraglichen Löhne sind über die Jahre insgesamt und in allen Perzentilen gestiegen, die Paraden für die Jahre 2015 bis 2017 berühren sich nicht. Die Abbildung ist konsistent mit den bisherigen Analysen. Der Anteil von Beschäftigungsverhältnissen bzw. Beschäftigten mit Stundenlöhnen unterhalb des Mindestlohns ergibt sich aus dem Schnittpunkt der Pen's Paraden mit der horizontalen Linie des jeweils geltenden Mindestlohns. In Übereinstimmung mit Abb. 3.2 zeigt diese Darstellung, dass im SOEP auch nach der Mindestlohneinführung viele Beschäftigte weiterhin unterhalb des Mindestlohns entlohnt wurden. Dieser Schnittpunkt hat sich im Zeitverlauf jedoch etwas nach links verschoben. Demnach sind über die Jahre weniger Beschäftigte von einer Mindestlohnunterschreitung betroffen. So schneidet die Linie für den vertraglichen Stundenlohn 2014 erst am 12. Perzentil die Mindestlohngrenze von 8,50 Euro, während dies 2019 bereits am 5. Perzentil der Fall ist. Für den tatsächlichen Stundenlohn in Abb. 3.3 b ist ein ähnliches Bild erkennbar.

Abb. 3.3: Pen's Paraden der Stundenlöhne nach Jahren
in Euro (y-Achse) pro Perzentil (x-Achse)





Quellen: SOEP.v36eu, VSE 2014 und 2018, VE 2015 und 2017. – Anmerkungen: Perzentile der Lohnverteilung bis zum 40. Perzentil in 1-Prozent-Perzentilen gruppiert. Gewichtete Ergebnisse. Basierend auf der Querschnittsstichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3.

Die Entwicklungen der VSE/VE in Abb. 3.3 c ähneln qualitativ denen im SOEP. Die Stundenlöhne steigen je Perzentil im Zeitverlauf. Allerdings ist der Einfluss der Mindestlohneinführung auf Stundenlöhne unterhalb des Mindestlohns deutlich stärker ausgeprägt. Auch wenn nicht alle Stundenlöhne über das Mindestlohniveau gehoben wurden, ist eine deutlichere Linksverschiebung im unteren Lohnsegment sichtbar. Diese Verschiebung ist für das Jahr 2015 besonders groß. Außerdem zeigt sich auf Höhe der Mindestlöhne, gekennzeichnet durch die grünen Linien, eine Stufe für die Jahre 2015, 2017 und 2018 in der Höhe des jeweiligen Mindestlohns, die aus einer Häufung der Beobachtungen zu diesem Lohn resultiert. Im Jahr vor der Mindestlohneinführung liegen die Stundenlöhne der VSE und des SOEP in den untersten Perzentilen noch sehr nah beieinander (Vergleich zwischen Abb. 3.3 a und c). Nach Einführung des Mindestlohns im Jahr 2015 kommt es zu einer Trennung der Kurven von VE und SOEP. Die VE Stundenlohnperzentile verschieben sich stark nach oben, was einer deutlichen Reduktion von Beobachtungen mit Stundenlöhnen unterhalb des Mindestlohns entspricht.

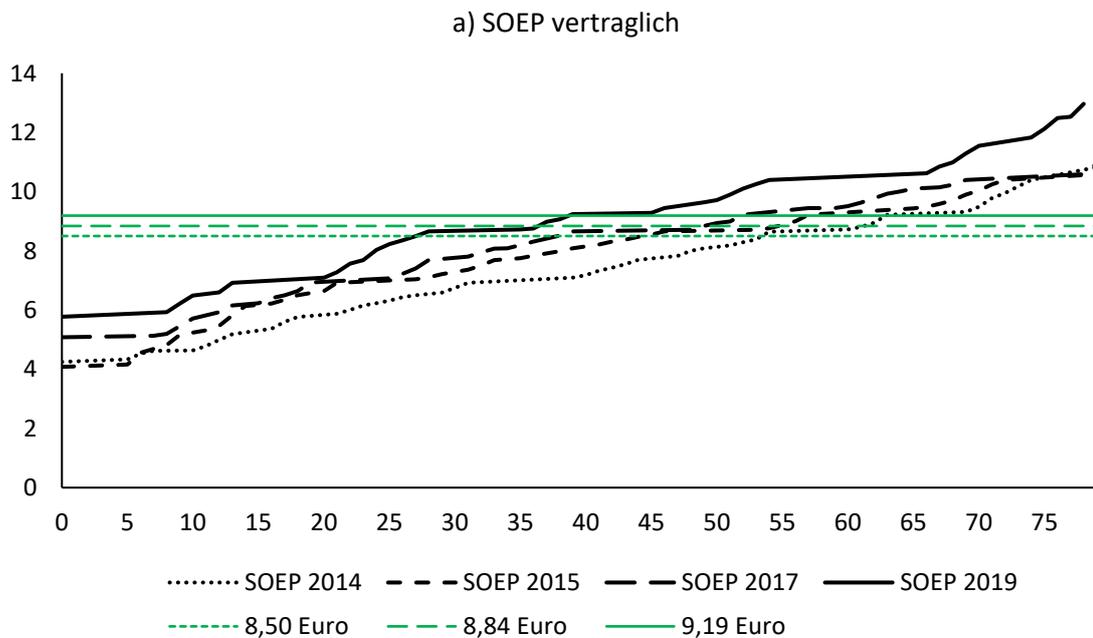
Diese Untersuchung deutet darauf hin, dass die Ursachen für die Unterschiede in den Stundenlohnmaßen zwischen dem SOEP und der VSE/VE nach der Mindestlohneinführung besonders im sehr niedrigen Lohnbereich liegen. Gründe hierfür können entweder tatsächliche Mindestlohnunterschreitungen oder Messfehler sein.

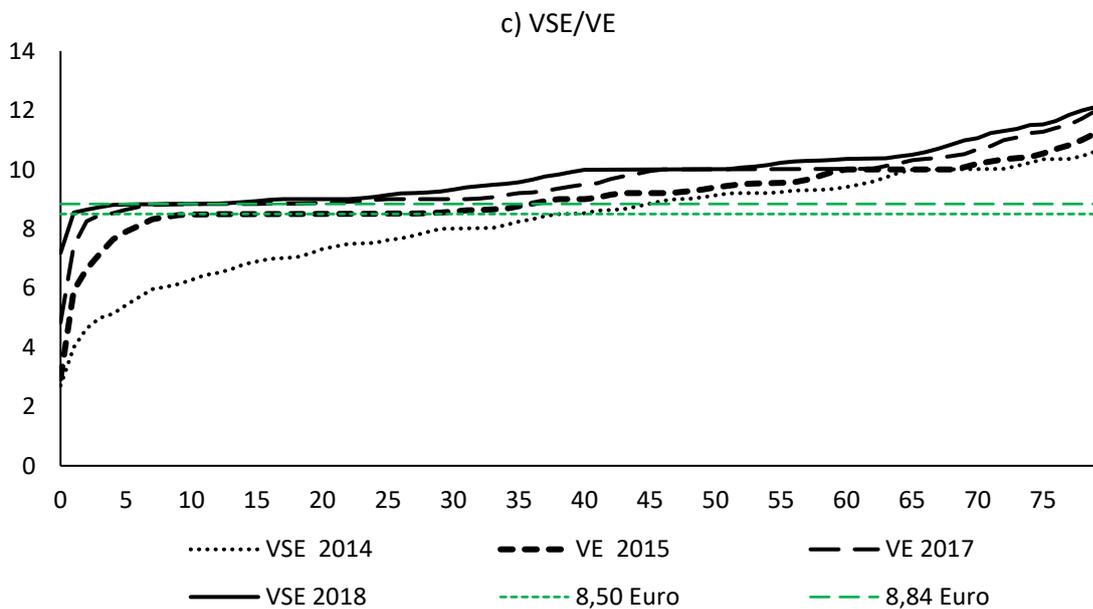
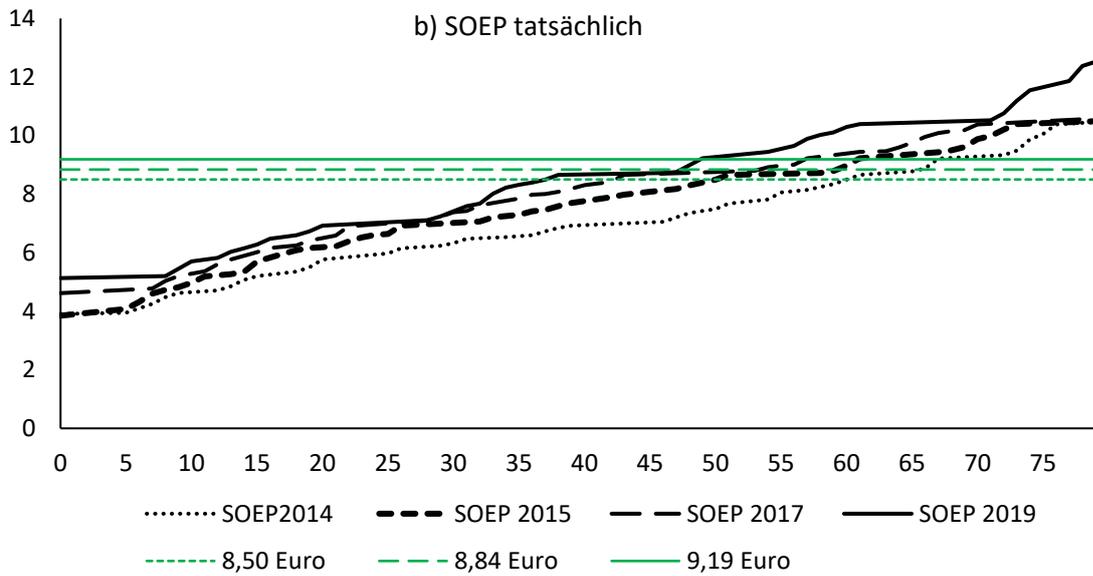
Heterogenitätsanalysen

Im nächsten Schritt wird die Entwicklung der Stundenlöhne im Niedriglohnbereich separat für geringfügig Beschäftigte (Minijobs) untersucht. Geringfügig Beschäftigte erhalten vergleichsweise niedrige Stundenlöhne und sind deshalb besonders stark vom Mindestlohn betroffen. Außerdem ist, wie in Kapitel 2.4 gezeigt, der Anteil geringfügig Beschäftigter in der VSE/VE deutlich höher als im SOEP (siehe Tab. 2.2). Die Betrachtung soll daher Aufschluss darüber geben, inwiefern diese stark vom Mindestlohn betroffene Personengruppe die Diskrepanzen zwischen den Datensätzen erklären kann.

Abb. 3.4 weist die Stundenlohnentwicklung für die ersten 80 Perzentile anhand von Pen's Paraden für geringfügig Beschäftigte für die Jahre 2014, 2015, 2017 und 2019 für das SOEP sowie für die Jahre 2014, 2015, 2017 und 2018 für die VSE/VE aus. Abb. 3.4 a und Abb. 3.4 b bilden die Zahlen für den vertraglichen und tatsächlichen Stundenlohn des SOEP ab, Abb. 3.4 c stellt den Stundenlohn der VSE/VE dar. Die bisher präsentierten Erkenntnisse über die Unterschiede zwischen den Datensätzen und über die Entwicklungen im Zeitverlauf werden hier bestätigt. Die Stundenlohnprofile der beiden Datensätze gleichen einander im Jahr vor der Mindestlohneinführung. Danach ist zum einen die Unterschreitung des Mindestlohns im SOEP wesentlich höher als in der VE, zum anderen sind die Lohnprofile in der VE nach der Mindestlohneinführung flacher als im SOEP. Abb. 3.4 c zeigt deutlich die Wirksamkeit der Einführung und Erhöhungen des Mindestlohns für die VSE/VE. Durch den Mindestlohn hat sich offenbar das Lohnniveau für einen großen Anteil an geringfügig Beschäftigten deutlich erhöht. Während 2014 die Mindestlohngrenze von 8,50 Euro erst am 40. Perzentil überschritten wird, ist dies 2015 bereits am 14. Perzentil der Fall. Auch die Auswirkung der Mindestlohnerhöhung von 2017 auf 8,84 Euro ist in der Abbildung sichtbar. So verschiebt sich der Schnittpunkt mit dem erhöhten Mindestlohn von 8,84 Euro vom 37. Perzentil (2015) auf das 12. Perzentil im Jahr 2017. Im Vergleich zu den VSE/VE-Daten zeigt sich im SOEP, dass auch noch nach 2014 ein deutlicher Anteil von geringfügig Beschäftigten unterhalb des jeweils geltenden Mindestlohns entlohnt wurde. Die Auswirkungen des Mindestlohns sind auch im SOEP sichtbar, aber weniger ausgeprägt als in den Daten der VSE/VE. Abb. 3.4 zeigt zudem, dass im SOEP der Anteil an Stundenlöhnen unterhalb des Mindestlohns für geringfügig Beschäftigte im Vergleich zu allen Beschäftigten relativ hoch war. So lag er im Jahr 2017 für geringfügig Beschäftigte bei ca. 50 Prozent, bei allen Beschäftigten hingegen bei ca. 7 Prozent.

Abb. 3.4: Pen's Paraden der Stundenlöhne nach Jahren für geringfügig Beschäftigte
in Euro (y-Achse) pro Perzentil (x-Achse)





Quellen: SOEP.v36eu, VSE 2014 und 2018, VE 2015 und 2017. – Anmerkungen: Perzentile der Lohnverteilung bis zum 80. Perzentil in 1-Prozent-Perzentilen gruppiert. Gewichtete Ergebnisse. Basierend auf der Querschnittsstichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3.

Weitere Heterogenitätsanalysen für sozialversicherungspflichtig Beschäftigte sowie für in West- bzw. Ostdeutschland wohnhafte Beschäftigte sind in den Abb. A 3.3 und Abb. A 3.4 dargestellt. In allen Analysen sind die in Abb. 3.3 beschriebenen Unterschiede zwischen SOEP und VSE/VE sowie die zeitliche Entwicklung erkennbar. Unterschreitungen des Mindestlohns waren bei sozialversicherungspflichtig Beschäftigten und für Beschäftigte mit Wohnsitz in Westdeutschland nach 2015 etwas seltener als in der Gesamtbetrachtung, umgekehrt waren sie für Beschäftigte mit Wohnsitz in Ostdeutschland etwas häufiger. Die Verteilung im unteren Lohnbereich hat sich

zwischen Ost- und Westdeutschland über die Jahre hinweg angeglichen. Dies wird insbesondere bei Betrachtung der vertraglichen Löhne sichtbar. Über der Mindestlohngrenze steigt der Lohn in Westdeutschland im Vergleich zu Ostdeutschland dann jedoch stärker an.

Zusammenfassung

Der Querschnittvergleich der Stundenlöhne des SOEP und der VSE/VE über den Zeitraum von 2014 bis 2019 zeigt auf, dass das positive Stundenlohnwachstum im Zeitverlauf in beiden Datensätzen vor allem im unteren Lohnbereich stattfindet. Im SOEP weist der untere Stundenlohnbereich jedoch ein schwächeres Lohnwachstum auf als in der VSE/VE. Insbesondere geringfügig Beschäftigte weisen Stundenlohnerhöhungen in der VSE/VE auf. Ursachen für die unterschiedliche Entwicklung der Stundenlöhne zwischen den Datensätzen können zum einen häufiger auftretende tatsächliche Unterschreitungen des Mindestlohns im SOEP und zum anderen Messfehler im SOEP oder der VSE/VE sein.

3.3 Direkt abgefragte Brutto-Stundenlöhne

Die bisherigen Analysen zur Entwicklung von Stundenlöhnen im SOEP und in der VSE/VE seit Einführung des Mindestlohns wurden, wie beschrieben, mit aus dem Verhältnis von Monatslohn und Arbeitszeit berechneten Stundenlöhnen durchgeführt. Für das SOEP bietet sich ergänzend eine Auswertung von direkt abgefragten Brutto-Stundenlöhnen an, die dort seit 2017 für die Haupttätigkeit enthalten sind. Für das Jahr 2017 bezieht sich die entsprechende Frage auf den vereinbarten, seit 2018 auf den tatsächlich gezahlten Stundenlohn. Der Frage ist ein Filter vorangestellt, der abfragt, ob der Stundenlohn der Beschäftigung unterhalb oder bei/oberhalb von 10 Euro lag. Mögliche Messfehler in der Variable zum direkt abgefragten Lohn können daher schon durch die vorgeschaltete Frage entstehen (vgl. Schröder et al. 2020b). Die quantitativen Auswirkungen durch fehlende Antworten auf die Filterfrage sowie fehlende Angaben zum direkt abgefragten Stundenlohn sind für die hier untersuchte Stichprobe jedoch überschaubar: Der Anteil der Personen an der verwendeten Stichprobe, der die Filterfrage nicht beantwortet, beträgt 5,8 Prozent (hochgerechnet: 2,5 Prozent); weitere 12,5 Prozent (hochgerechnet: 10,9 Prozent) geben an, einen Stundenlohn von weniger als 10 Euro zu erhalten, berichten dann jedoch keinen Stundenlohn.

Die Betrachtung der direkt abgefragten Löhne ergänzt die Darstellungen in Kapitel 2 und Kapitel 3.2, die den Anteil der Beschäftigten mit berechneten Stundenlöhnen bis zum bzw. oberhalb des jeweils geltenden Mindestlohns ausweisen. Tab. 3.4 zeigt die Verteilung der Beschäftigten in Lohngruppen basierend auf dem direkt abgefragten Lohn. Dargestellt ist die Anzahl an Beschäftigten (absolut sowie hochgerechnet), die im Jahr 2017, 2018 oder 2019 unterhalb, entsprechend oder oberhalb des Mindestlohns entlohnt wurden. Hierzu werden Kategorien anhand der Höhe des Mindestlohns verwendet, der ab 2017 (8,84 Euro) bzw. ab 2019 (9,19 Euro) galt.

Die absoluten Fallzahlen in Tab. 3.4 verdeutlichen, dass der Anteil der Löhne unterhalb des jeweils geltenden Mindestlohns auch für die direkt abgefragten Stundenlöhne beträchtlich ist. Obwohl der allgemeine Mindestlohn seit dem 1. Januar 2017 bei 8,84 Euro lag, gaben mehrere Hundert Beschäftigte bei der direkten Abfrage des vertraglichen Stundenlohns an, unterhalb des Mindestlohns von 8,84 Euro entlohnt zu werden. Für 2018 und 2019 bezieht sich der direkt abgefragte Lohn auf den tatsächlichen Lohn. Da die tatsächlichen Löhne im Durchschnitt unter den vertraglichen liegen (vgl. Tab. 3.2), wäre zu erwarten, dass bei den abgefragten tatsächlichen Löhnen der Anteil unterhalb des Mindestlohns größer ist. Im Vergleich zu 2017 war 2018 der Anteil der Beschäftigten, die einen Stundenlohn unterhalb des Mindestlohns berichteten, jedoch

deutlich geringer. 2019 sank die Zahl der Beschäftigten, die angaben, einen Stundenlohn unter 8,84 Euro zu erhalten, dann noch einmal deutlich. Der Anteil der mit exakt 8,84 Euro pro Stunde entlohnten Beschäftigten veränderte sich zwischen 2017 und 2018 kaum. Auch der Anteil von Beschäftigten mit einem direkt abgefragten Lohn zwischen 8,84 Euro und 9,19 Euro liegt 2017 und 2018 sehr nah beieinander. Dies legt nahe, dass der Unterschied zwischen vertraglichen und tatsächlichen Stundenlöhnen im Niedriglohnbereich begrenzt ist. 2019 berichteten nur noch wenige Beschäftigte, einen Lohn von exakt 8,84 Euro zu erhalten (< 1 Prozent) und auch der Anteil von Beschäftigten in der Lohngruppe 8,84 Euro bis 9,19 Euro sank im Vergleich zu den Vorjahren deutlich. Relativ zu allen Beschäftigten, die angaben, einen Stundenlohn von weniger als 10 Euro zu erhalten, lag der Anteil der Beschäftigten, die Stundenlöhne unterhalb des Mindestlohns von 9,19 Euro angaben 2019 bei 28,7 Prozent. Dies entspricht in etwa der Größenordnung des Anteils der Fallzahlen unter Mindestlohn im Jahr 2017. Während 2017 keine Person und 2018 nur sehr wenige Personen (1,1 Prozent) berichteten, einen Lohn von genau 9,19 Euro zu verdienen, lag der Anteil 2019 bei 14,8 Prozent. Die größten Fallzahlen finden sich jedoch in der Lohngruppe von 9,19 Euro bis 10 Euro und dieser Anteil stieg über die Jahre von 2017 bis 2019 weiter an.

Tab. 3.4: Verteilung der direkt abgefragten Stundenlöhne nach Lohngruppen

Anzahl der absoluten (hochgerechneten) Beobachtungen und Anteile in %

	2017	2018	2019
	vertraglich	tatsächlich	
<8,84	345 (855.324)	214 (515.863)	77 (185.049)
%-Anteil	26,4	18,7	9,7
=8,84	203 (394.497)	184 (363.906)	11 (16.575)
%-Anteil	12,2	13,2	0,9
8,84<X<9,19	412 (919.568)	308 (767.029)	151 (344.505)
%-Anteil	28,4	27,8	18,1
=9,19	0 (0)	13 (29.889)	116 (281.909)
%-Anteil	0,0	1,1	14,8
9,19<X<10	496 (1.066.721)	471 (1.084.768)	429 (1.074.637)
%-Anteil	33,0	39,3	56,5
Total	1.456 (3.236.110)	1.190 (2.761.455)	784 (1.902.675)

Quelle: SOEP.v36eu. – Anmerkungen: Beobachtungszahlen für Beschäftigte, die einen direkt abgefragten Stundenlohn berichten (verfügbar für Stundenlöhne von weniger als 10 Euro). Absolute Fallzahlen, hochgerechnete Zahlen in Klammern. Bezogen auf vertraglich vereinbarte Löhne (2017) bzw. tatsächliche Löhne (seit 2018). Anteile relativ zur Summe der hochgerechneten Beobachtungszahlen in der letzten Zeile. Basierend auf der Querschnittsstichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3.

In Tab. 3.5 werden die Mittelwerte und die Standardabweichungen für direkt abgefragte sowie berechnete vertragliche und tatsächliche Stundenlöhne in den Lohnklassen dargestellt. Die Lohnklassen werden entsprechend Tab. 3.4 gebildet und die Zuordnung in die Gruppen basiert auf den direkt abgefragten Löhnen. Die Fallzahlen in den Lohnklassen entsprechen damit auch denen in Tab. 3.4. Für jedes Jahr wird der durchschnittliche direkt abgefragte Lohn mit dem berechneten vertraglichen und tatsächlichen Lohn verglichen und die Differenz gebildet. Für die Berechnung der Differenz werden vom mittleren direkt abgefragten Lohn der vertragliche und tatsächliche Lohn in einer Lohnklasse abgezogen. Eine positive Differenz bedeutet, dass der direkt abgefragte Lohn über dem vertraglichen bzw. tatsächlichen Lohn liegt. Tab. 3.5 a zeigt die Ergebnisse für 2017, Tab. 3.5 b für 2018 und Tab. 3.5 c für 2019. Insgesamt Tab. 3.5 das Ergebnis aus Kapitel 3.2, dass tatsächliche Stundenlöhne im Durchschnitt niedriger sind als vereinbarte, und zwar für fast alle Lohnklassen und Jahre.

Tab. 3.5: Mittelwerte und Standardabweichungen direkt abgefragter und berechneter Löhne nach Lohngruppen
in Euro

a) 2017	abgefragt	vertraglich	Δ Diff	tatsächlich	Δ Diff
<8,84	8,07 (1,52)	8,64 (2,76)	-0,57	8,11 (2,52)	-0,04
=8,84	8,84 (0,00)	8,48 (2,04)	0,36	7,93 (2,06)	0,91
8,84<X<9,19	8,99 (0,06)	9,01 (1,84)	-0,02	8,47 (1,86)	0,52
=9,19	–	–	–	–	–
9,19<X<10	9,58 (0,20)	9,86 (3,46)	-0,28	9,10 (3,39)	0,48
Mittelwert	8,85	9,13	-0,28	8,51	0,34
Standardabweichung	(1,00)	(2,78)		(2,67)	
Beobachtungen			1.456		
b) 2018	abgefragt	vertraglich	Δ Diff	tatsächlich	Δ Diff
<8,84	7,05 (2,50)	8,36 (4,18)	-1,31	7,71 (3,46)	-0,66
=8,84	8,84 (0,00)	9,24 (2,24)	-0,4	8,54 (1,90)	0,3
8,84<X<9,19	8,98 (0,07)	8,90 (2,24)	0,08	8,33 (2,10)	0,65
=9,19	9,19 (0,00)	9,51 (1,05)	-0,32	8,64 (1,54)	0,55
9,19<X<10	9,54 (0,19)	9,80 (3,43)	-0,26	9,98 (7,53)	-0,44
Mittelwert	8,73	9,20	-0,47	8,89	-0,16
Standardabweichung	(1,47)	(3,20)		(5,20)	
Beobachtungen			1.190		

c) 2019	abgefragt	vertraglich	Δ Diff	tatsächlich	Δ Diff
<8,84	7,09 (1,98)	8,60 (3,45)	-1,51	7,57 (1,91)	-0,48
=8,84	8,84 (0,00)	10,25 (8,29)	-1,41	8,71 (5,43)	0,13
8,84<X<9,19	9,05 (0,08)	9,86 (4,00)	-0,81	9,47 (5,81)	-0,42
=9,19	9,19 (0,00)	9,72 (3,06)	-0,53	8,60 (2,31)	0,59
9,19<X<10	9,52 (0,22)	9,82 (2,86)	-0,3	8,93 (2,43)	0,59
Mittelwert	9,08	9,70	-0,62	8,84	0,24
Standardabweichung	(1,00)	(3,27)		(3,32)	
Beobachtungen	784				

Quelle: SOEP.v36eu. – Anmerkungen: Gewichtete Ergebnisse für Mittelwerte der direkt abgefragten sowie der berechneten vertraglichen und tatsächlichen Löhne nach Lohngruppen. Standardabweichungen in Klammern. Differenz weist den abgefragten abzüglich des vereinbarten bzw. tatsächlichen Lohns aus. Basierend auf der Querschnittsstichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3.

Für 2017 werden Beschäftigte, die berichten, einen Lohn von weniger als 10 Euro zu verdienen, nach ihrem vertraglichen Lohn gefragt. Der mittlere direkt abgefragte Lohn liegt für 2017 jedoch zwischen dem mittleren vertraglichen und tatsächlichen Lohn, wobei die Differenz zum vertraglichen Lohn etwas kleiner ist. In der untersten Lohnklasse (<8,84 Euro) liegt der direkt abgefragte Lohn jedoch deutlich unter dem vertraglichen Lohn und sogar leicht unter dem tatsächlichen Lohn. Für Löhne von genau 8,84 Euro, also dem geltenden Mindestlohn im Jahr 2017, sind die Abweichungen zum berechneten vertraglichen und tatsächlichen Lohn dann positiv. In den höheren Lohnklassen liegt der berechnete vertragliche Lohn über dem direkt abgefragten Lohn, während der tatsächliche Lohn nach unten abweicht. Die negativen Differenzen zum berechneten vertraglichen Lohn könnten darauf hindeuten, dass die berechneten Werte Löhne im Niedriglohnbereich überschätzen. Eine weitere mögliche Begründung wäre, dass Beschäftigte ihren vertraglichen Stundenlohn nicht mit Sicherheit wissen und ihn unterschätzen.

In Tab. 3.5 b wird der direkt abgefragte Lohn dem berechneten vertraglichen und tatsächlichen Lohn für das Jahr 2018 gegenübergestellt. Im Mittel liegt der direkt abgefragte Lohn unter dem vertraglichen, aber auch unter dem tatsächlichen Lohn. Das niedrigere Niveau im Vergleich zu 2017 ist damit zu begründen, dass 2018 der tatsächliche Lohn abgefragt wurde. Die Abweichung zu tatsächlichen und vertraglichen Löhnen ist in der unteren Lohngruppe am größten. Die Abweichung zu den tatsächlichen Löhnen beträgt 0,66 Euro. In den mittleren Lohnklassen, von 8,84 Euro bis 9,19 Euro, liegt der direkt abgefragte Lohn über den berechneten tatsächlichen Löhnen, in der Lohnklasse bis 10 Euro ist die Abweichung dann jedoch wieder negativ. Entsprechend der Ergebnisse für 2017 weichen die berechneten Löhne in der untersten und obersten Lohnklassen nach oben ab.

Für 2019 werden Beschäftigte erneut nach ihrem tatsächlichen Lohn gefragt. Im Gegensatz zu 2018 liegt der mittlere direkt abgefragte Lohn für 2019 jedoch zwischen dem mittleren vertraglichen und tatsächlichen Lohn. Die Abweichung zum tatsächlichen Lohn ist jedoch kleiner. Wie in den Vorjahren liegt der direkt abgefragte Lohn in der untersten Lohnklasse unter dem mittleren tatsächlichen Lohn. Die Abweichung ist zudem negativ in der Lohnklasse zwischen 8,84 Euro und 9,19 Euro. In den Lohnklassen über 9,19 Euro ist die Abweichung jedoch positiv.

Das Verhältnis von abgefragten zu berechneten Stundenlöhnen ist nicht einheitlich über die Lohnklassen und Jahre: In den niedrigsten Lohnklassen sind abgefragte Löhne jedoch durchgehend niedriger als die durchschnittlichen berechneten Löhne. Die Präzision der direkt abgefragten Löhne ist in Bezug auf die Streuung der Variable durchweg höher als die der berechneten, was sich in deutlich niedrigeren Standardabweichungen über alle Lohnklassen und Jahre hinweg niederschlägt.

Tab. 3.6 stellt das Verhältnis von abgefragten zu berechneten Löhnen auf individueller Ebene in einer Kreuztabelle dar. Bisher wurden die Lohnklassen auf Basis der direkt abgefragten Löhne bestimmt. In Tab. 3.6 schauen wir uns die Verteilung von direkt abgefragten zu berechneten Löhnen genauer an, indem wir Lohnklassen für die direkt abgefragten Löhne und die berechneten Löhne bilden. Für den direkt abgefragten Lohn unterscheiden wir zwischen vier Klassen: Beschäftigte, die unter Mindestlohn verdienen, die genau Mindestlohn verdienen, die zwischen Mindestlohn und 10 Euro verdienen und die mehr als 10 Euro verdienen. Die Einteilung für die berechneten Stundenlöhne entspricht der in Kapitel 3.2 vorgenommenen Abgrenzung zum Mindestlohn zzgl. 5 Cent. Hier wird zusätzlich eine Grenze von 5 Cent unterhalb des Mindestlohns angelegt. Grund für das Vorgehen ist die niedrigere Präzision der berechneten Löhne. So wird für die verschiedenen Klassen des berechneten Lohns die Anzahl der Beobachtungen ausgewiesen, die in der direkten Abfrage angeben, unterhalb, entsprechend bzw. oberhalb des jeweils geltenden Mindestlohns entlohnt zu werden. Tab. 3.6 a bezieht sich auf 2017 und den Vergleich mit den berechneten vertraglichen Löhnen. Tab. 3.6 b bezieht sich auf 2018/2019 und den Vergleich mit den berechneten tatsächlichen Löhnen.

Die Gegenüberstellung von direkt abgefragten und berechneten Stundenlöhnen bestätigt, dass berechnete Stundenlöhne erwartungsgemäß Messfehler aufweisen. So gaben im Jahr 2017 345 Beschäftigte an, unter Mindestlohn entlohnt zu werden. Für 35,4 Prozent (Spalte 1 Tab. 3.6 a: 15,7 + 19,7) dieser Beschäftigten lag der berechnete Stundenlohn jedoch mindestens 5 Cent über Mindestlohn. Umgekehrt berichteten 908 Personen im Jahr 2017, einen Lohn zwischen Mindestlohn und 10 Euro zu verdienen und davon lag für 39,1 Prozent der Beschäftigten der berechnete Lohn unter Mindestlohn. Für diejenigen die berichten, einen Stundenlohn von über 10 Euro zu erhalten, lag in 3,4 Prozent der Fälle der berechnete Stundenlohn unter dem Mindestlohn. Vergleicht man die Beobachtungszahlen in Reihe 1 Tab. 3.6 a, so berichtet ein Drittel der Beschäftigten einen Lohn kleiner oder gleich dem Mindestlohn, wenn der berechnete Lohn unter dem Mindestlohn liegt. Auch die berechnete *non-compliance*-Rate unterscheidet sich zwischen den Lohnvariablen deutlich. Die auf Basis der direkt abgefragten Löhne berechnete *non-compliance*-Rate liegt mit 2,8 Prozent (345 geteilt durch 12.291) deutlich unter der *non-compliance*-Rate von 9,5 Prozent (Summe aus 1.131 und 41 geteilt durch 12.291) basierend auf den vertraglich berechneten Löhnen. Für die *non-compliance*-Rate der direkt abgefragten Löhne wird dabei jedoch angenommen, dass Beschäftigte, die Filterfrage nach einem Lohn von über 10 Euro korrekt beantworten. Tab. 3.6 b zeigt ein ähnliches Muster für direkt abgefragte vs. berechnete tatsächliche Stundenlöhne für die Jahre 2018 und 2019. Ein wesentlicher Unterschied ist, dass der Anteil der tatsächlichen berechneten Löhne in der Lohnklasse um den Mindestlohn deutlich größer ist im Vergleich zu Tab. 3.6 a. Wie erwartet, ist die berechnete *non-compliance*-Rate mit 11,4 Prozent (Summe aus 1.310 und 1.319 geteilt durch 22.979) bei den tatsächlichen Löhnen größer als bei den vertraglichen.

Tab. 3.6 : Mindestlohn-Berechtigte nach direkt abgefragtem und berechnetem Stundenlohn
Anzahl der Beobachtungen

a) 2017					
berechnet vertraglich	direkt abgefragt vertraglich				Summe
	< ML	= ML	ML < X < 10	>= 10	
< ML - 5 Cent	212 (526.406)	126 (260.890)	365 (777.161)	428 (886.232)	1.131 (2.450.689)
%-Anteil	61,5	66,1	39,1	3,4	
= ML +/- 5 Cent	12 (26.817)	6 (12.090)	11 (20.102)	12 (26.931)	41 (85.940)
%-Anteil	3,1	3,1	1,0	0,1	
ML + 5 Cent > x <10 Euro	56 (133.970)	39 (70.559)	264 (625.982)	383 (847.431)	742 (1.677.942)
%-Anteil	15,7	17,9	31,5	3,3	
>= 10 Euro	65 (168.131)	32 (50.958)	268 (563.044)	10.012 (24.030.935)	10.377 (24.813.068)
%-Anteil	19,7	12,9	28,3	93,2	
Summe	345 (855.324)	203 (394.497)	908 (1.986.289)	10.835 (25.791.529)	12.291 (29.027.639)

b) 2018 und 2019					
berechnet tatsächlich	direkt abgefragt tatsächlich				Summe
	< ML	=ML	ML < X < 10	>= 10	
< ML - 5 Cent	146 (346.165)	120 (181.603)	423 (759.968)	621 (813.733)	1.310 (2.101.469)
%-Anteil	32,6	28,1	25,7	1,5	
= ML +/- 5 Cent	179 (348.400)	99 (192.452)	294 (586.949)	747 (1.141.774)	1.319 (2.269.575)
%-Anteil	32,8	29,8	19,9	2,1	
ML + 5 Cent > x <10 Euro	49 (120.187)	33 (94.861)	231 (687.464)	761 (1.293.213)	1.074 (2.195.725)
%-Anteil	11,3	14,7	23,3	2,4	
>= 10 Euro	79 (247.240)	48 (176.899)	273 (921.942)	18.876 (51.775.837)	19.276 (53.121.918)
%-Anteil	23,3	27,4	31,2	94,1	
Summe	453 (1.061.992)	300 (645.815)	1.221 (2.956.323)	21.005 (55.024.557)	22.979 (59.688.687)

Quelle: SOEP.v36eu. – Anmerkungen: Beobachtungszahlen für Beschäftigte, die einen direkt abgefragten Stundenlohn berichten für Lohngruppen um den jeweils geltenden Mindestlohn (ML) eines Jahres (verfügbar für Stundenlöhne von weniger als 10 Euro). Absolute Fallzahlen, hochgerechnete Zahlen in Klammern. Bezogen auf vertraglich vereinbarte Löhne (2017) bzw. tatsächliche Löhne (seit 2018). Anteile relativ zur Summe der hochgerechneten Beobachtungszahlen in der letzten Zeile. Basierend auf der Querschnittsstichprobe entsprechend Abgrenzung Kapitel 2.3.

Insgesamt zeigen die bisherigen Auswertungen, dass ein Teil der in den SOEP-Daten berichteten Stundenlöhne unterhalb der jeweiligen Mindestlohngrenze auf Messfehler zurückzuführen sein kann, was auch durch die Verwendung eines Sicherheitsbandes von 5 Cent um den Mindestlohn nicht vollständig korrigiert wird. Um zu untersuchen, für welche Personengruppen die Differenz

zwischen berechneten und abgefragten Löhnen besonders relevant ist, stellt Tab. 3.7 OLS-Regressionsergebnisse dar, bei denen die Abweichung zwischen den Lohnarten die zu erklärende Variable ist. In die Analyse werden nur die Beschäftigten mit einbezogen, die angeben, einen Stundenlohn von weniger als 10 Euro zu erhalten und die Frage zum direkt abgefragten Lohn beantworten. Wie zuvor konzentrieren wir uns für 2017 auf die Abweichung zu berechneten vertraglichen und für 2018/2019 auf die Abweichung zum berechneten tatsächlichen Lohn. Für eine genauere Analyse betrachten wir die absoluten Abweichungen von (1) negativen und (2) positiven Differenzen zwischen direkt abgefragtem und berechnetem Lohn¹⁴. Das erlaubt genauer zu analysieren, welche Gruppen eher dazu tendieren, einen niedrigeren bzw. höheren Lohn zu berichten.

Tab. 3.7: Regressionsergebnisse zur Differenz von abgefragtem und berechnetem Stundenlohn

	2017 (-)	2017 (+)	2018+19 (-)	2018+19 (+)
Soziodemografische Charakteristika				
Weiblich	-0,63*** (0,22)	-0,19* (0,10)	-0,25 (0,35)	-0,20** (0,08)
Alter (Referenz: Zwischen 25 und 54 Jahre)				
24 Jahre und jünger	0,14 (0,40)	0,24 (0,17)	0,09 (0,73)	0,09 (0,13)
55 Jahre und älter	-0,32 (0,25)	-0,14 (0,12)	-0,46 (0,41)	0,15 (0,09)
Bildungsabschluss (Referenz: Abgeschlossene Lehre)				
Kein beruflicher Abschluss	-0,71*** (0,25)	0,45*** (0,12)	-0,05 (0,43)	0,11 (0,10)
Universitätsabschluss	-1,03** (0,44)	0,47** (0,19)	-1,10* (0,59)	0,32** (0,15)
Unverheiratet	-0,13 (0,20)	0,19* (0,10)	-0,22 (0,34)	0,03 (0,08)
Kind(er) im Haushalt	0,30 (0,24)	0,06 (0,12)	0,43 (0,45)	0,04 (0,10)
Ausländische Staatsangehörigkeit	-0,71** (0,29)	-0,18 (0,14)	0,52 (0,52)	0,00 (0,12)
Ostdeutschland	-1,09*** (0,21)	0,11 (0,11)	-0,81** (0,35)	0,12 (0,09)
Beschäftigungscharakteristika				
Befristeter Vertrag	-0,39 (0,25)	-0,07 (0,13)	-0,37 (0,43)	0,11 (0,10)
Beschäftigungsart (Referenz: Vollzeitbeschäftigt)				
Teilzeitbeschäftigt	0,56** (0,25)	0,18 (0,14)	0,29 (0,43)	0,05 (0,10)
Minjob	0,46 (0,30)	0,73*** (0,11)	1,17** (0,46)	0,54*** (0,09)
Firmengröße (Referenz: 20 bis unter 200 Beschäftigte)				

¹⁴ Für 2017 bedeutet eine negative Abweichung von einem Euro, dass eine Person einen Lohn von 8 Euro berichtet, der berechnete vertragliche Lohn aber bei 9 Euro liegt.

	2017 (-)	2017 (+)	2018+19 (-)	2018+19 (+)
unter 20 Beschäftigte	0,44* (0,24)	0,05 (0,12)	0,22 (0,41)	-0,12 (0,09)
200 Beschäftigte und mehr	0,23 (0,23)	0,06 (0,13)	0,09 (0,39)	-0,31*** (0,09)
Beruf (Referenz: Technische und gleichrangige nichttechnische Berufe)				
Führungskräfte	-1,00 (2,85)	-0,72 (9,38)	13,11*** (1,99)	-0,43 (1,16)
Akademische Berufe	2,68*** (0,60)	-0,74 (0,50)	-0,64 (0,89)	-0,65** (0,27)
Bürokräfte und verwandte Berufe	-1,08** (0,47)	-0,46** (0,22)	-0,03 (0,70)	-0,13 (0,20)
Dienstleistungsberufe und Verkauf	0,22 (0,33)	-0,25 (0,19)	-0,41 (0,55)	0,30* (0,17)
Fachkräfte in Land- und Forstwirtschaft	-0,45 (1,05)	1,24*** (0,37)	-0,41 (1,45)	-0,40 (0,27)
Handwerks- und verwandte Berufe	-0,67 (0,46)	-0,49* (0,27)	-0,79 (0,69)	0,06 (0,22)
Bedienung von Anlagen und Maschinen	0,44 (0,39)	0,09 (0,24)	-0,21 (0,71)	0,29 (0,20)
Hilfsarbeitskräfte	-0,36 (0,37)	-0,24 (0,19)	-0,02 (0,61)	-0,07 (0,18)
2019	-	-	0,27 (0,32)	0,15* (0,07)
Konstante	2,60*** (0,41)	0,97*** (0,22)	2,37*** (0,69)	1,23*** (0,20)
Mittlere Abweichung	1,85	1,30	2,11	1,54
Adj. R ²	0,14	0,16	0,10	0,08
Beobachtungen	572	609	526	947

Quelle: SOEP.v36eu. – Anmerkungen: OLS-Regressionsergebnisse für die absolute negative (Spalten 1 und 3) bzw. positive (Spalten 2 und 4) Differenz zwischen abgefragtem und berechnetem Stundenlohn. 2017 bezogen auf berechnete vertragliche, 2018 und 2019 auf berechnete tatsächliche Löhne. Standardfehler in Klammern mit * $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$. Basierend auf der Querschnittsstichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3.

Für 2017 und 2018/2019 sind die Koeffizienten für Frauen für negative sowie positive Abweichungen negativ. Das bedeutet, dass die Abweichungen zwischen direkt abgefragtem Lohn und berechnetem Lohn im Absolutbetrag für Frauen kleiner sind als für Männer. Signifikante Unterschiede ergeben sich auch in Bezug auf den Bildungsabschluss. Im Vergleich zu Beschäftigten mit einer abgeschlossenen Lehre berichten Beschäftigte ohne beruflichen Abschluss oder mit Universitätsabschluss weniger häufig einen Lohn unter, aber häufiger einen Lohn über dem berechneten Lohn. Der Effekt ist 2017 stärker als 2018/2019. Für 2017 zeigt sich ebenfalls, dass der direkt abgefragte Lohn für ausländische Staatsangehörige sowie Personen aus Ostdeutschland seltener nach unten vom berechneten Lohn abweicht. Der Effekt für Ostdeutschland findet sich auch für die Jahre 2018/2019. Negative Abweichungen des direkt abgefragten Lohns ergeben sich jedoch eher für Teilzeitbeschäftigte. Größere Abweichungen zwischen direkt abgefragtem

und berechnetem Lohn zeigen sich auch für Minijobber. Für 2017 besteht die Tendenz nur für positive Abweichungen, aber für 2018/2019 sind die negativen und positiven Abweichungen deutlich größer. Das könnte auch darauf zurückzuführen sein, dass der Messfehler für diese Gruppen, Teilzeitbeschäftigte und Minijobber, potenziell größer ist, da Arbeitszeiten stärker variieren.

Die Koeffizienten weisen darauf hin, dass auch die Firmengröße eine mögliche Rolle spielen kann. Für 2017 sind die negativen Abweichungen größer für Beschäftigte in kleinen Betrieben, während 2018/2019 die positiven Abweichungen in Betrieben mit 20 bis 200 Beschäftigten (Referenzgruppe) größer sind. Unterschiede ergeben sich zudem für die verschiedenen Berufsgruppen. Negative Abweichungen sind größer für Führungskräfte 2018/2019 und für akademische Berufe im Jahr 2017. Das Ergebnis könnte jedoch durch eine kleinere Anzahl von Beschäftigten, die unter 10 Euro in diesen Berufsgruppen verdienen, beeinflusst sein. Für Bürokräfte und verwandte Berufe ist die negative sowie positive Abweichung kleiner im Jahr 2017. Eine positive Abweichung zeigt sich hingegen für Fachkräfte in der Forst- und Landwirtschaft. Diese berichten 2017 einen Lohn, der über dem berechneten Lohn liegt.

Zusammengefasst zeigen die durchgeführten Auswertungen, dass die direkte Abfrage von Stundenlöhnen einen wichtigen Beitrag leisten kann, um Messfehler in der Berechnung von Stundenlöhnen unterhalb des Mindestlohns zu identifizieren. Der Anteil der Beschäftigten, die unterhalb des Mindestlohns entlohnt werden, ist unter Verwendung der direkt abgefragten Löhne deutlich geringer als bei Verwendung von berechneten Löhnen. Die dargestellten Regressionsergebnisse geben erste Hinweise darauf, dass die Differenzen zwischen diesen beiden Konzepten ungleich über die Gesamtheit der mindestlohnberechtigten Beschäftigten verteilt ist.

3.4 Stundenlöhne: Kausalanalysen

In diesem Abschnitt beschreiben wir die Ergebnisse für unsere Basisschätzungen für die vertraglichen sowie die tatsächlichen Stundenlöhne. Die Auswertungen basieren auf der Längsschnittstichprobe entsprechend der Abgrenzung in Kapitel 2.3. Der Schwerpunkt liegt hierbei auf den vertraglichen Stundenlöhnen. Die Validität der Ergebnisse für den vertraglichen Stundenlohn überprüfen wir mithilfe von Robustheitsanalysen und *Spillover*-Tests. Schließlich analysieren wir die Effekte des Mindestlohns für Subgruppen. Für diese Heterogenitätsanalysen unterscheiden wir nach Beschäftigungsart, Geschlecht und zwischen Ost- und Westdeutschland.

Die Annahmen und das Vorgehen für unsere empirische Analyse wurden im Methodenteil in Kapitel 2.5 beschrieben. Für unsere Basisspezifikationen verwenden wir einen DiDiD-Ansatz, um den Effekt der Mindestlohneinführung und der -erhöhungen auf das Stundenlohnwachstum der von den Mindestlöhnen betroffenen Gruppen im Vergleich zur Kontrollgruppe zu analysieren. Für eine differenzierte Analyse unterscheiden wir zwischen drei Behandlungsgruppen: Behandlungsgruppe 1 mit einem Stundenlohn unter 8,50 Euro; Behandlungsgruppe 2 mit einem Stundenlohn zwischen 8,50 Euro und 8,84 Euro sowie Behandlungsgruppe 3 mit einem Stundenlohn zwischen 8,84 Euro und 9,19 Euro. Die zu erklärende Variable ist die logarithmierte jährliche Veränderung des vertraglichen bzw. des tatsächlichen Stundenlohns auf individueller Ebene. Diese entspricht dem jährlichen Lohnwachstum. Die geschätzten Koeffizienten können als Veränderung in Prozentpunkten interpretiert werden. Die gemessenen Effekte sind relativ zur Kontrollgruppe, d.h. zu Beschäftigten mit einem Lohn zwischen 9,19 Euro und 10 Euro, und relativ zum Referenzjahr, dem Lohnwachstum von 2013 auf 2014, zu interpretieren.

Die Ergebnisse der Basisschätzung für den vertraglichen Lohn werden in Tab. 3.8 dargestellt. Spalte 1 stellt die Grundform des DiDiD-Ansatzes dar. Wie in Gleichung (4) beschrieben, ist der

DiDiD-Effekt identifiziert durch die Interaktion der Behandlungsgruppen mit den Jahren und misst den Effekt des Mindestlohns auf das jährliche Lohnwachstum der jeweiligen Behandlungsgruppe relativ zur Kontrollgruppe. Beispielsweise gibt der DiDiD-Koeffizient 2014/15 den Effekt der Mindestlohneinführung auf das individuelle Lohnwachstum von 2014 auf 2015 an. Für die Jahre vor der Mindestlohneinführung bzw. -erhöhung sind die Koeffizienten des Interaktionsterms als Placeboeffekte zu interpretieren, da vor einer Mindestlohnreform kein überdurchschnittliches Lohnwachstum der betrachteten Behandlungsgruppe im Vergleich zur Kontrollgruppe zu erwarten ist. Dementsprechend ist zu erwarten, dass die Placebo-Koeffizienten klein und insignifikant sind. Im Fall von signifikanten Placebo-Koeffizienten ist die *Parallel-Trends*-Annahme (vgl. Kapitel 2.5) mit höherer Wahrscheinlichkeit nicht erfüllt, was z.B. durch Antizipationseffekte hervorgerufen werden kann. Die DiDiD-Koeffizienten können in diesem Fall nicht mehr als kausale Effekte der Mindestlohneinführung bzw. der -erhöhungen interpretiert werden.

Das durchschnittliche Lohnwachstum der Kontrollgruppe ist beschrieben durch die Konstante, die sich auf das Referenzjahr 2013/2014 bezieht. Die Koeffizienten für die umliegenden Jahre messen, wie stark das jährliche Stundenlohnwachstum in der Kontrollgruppe in diesen Jahren von dem des Referenzjahres abwich. Wie in Kapitel 2.5 diskutiert, sollten Behandlungs- und Kontrollgruppen möglichst ähnliche beobachtbare Charakteristika aufweisen. Um für verbleibende Unterschiede zwischen diesen Gruppen zu kontrollieren, ergänzen wir in Spalte 2 soziodemografische Informationen und Beschäftigungscharakteristika und in Spalte 3 kontrollieren wir zusätzlich dafür, ob Beschäftigte ihren Arbeitsplatz oder Beruf zwischen zwei Jahren gewechselt haben, da dies das Lohnwachstum deutlich beeinflussen kann. Spalte 3 ist unsere präferierte Spezifikation. Die Koeffizienten für die einzelnen Kontrollvariablen werden zur besseren Lesbarkeit in Tab. 3.8 ausgeblendet, sind jedoch in Tab. A 3.1 im Anhang enthalten.

Tab. 3.8: Mindestlohneffekte auf das relative Wachstum von vertraglichen Stundenlöhnen

	1	2	3
Konstante (KG: 9,19 bis unter 10 Euro)	5,69*** (1,08)	16,25*** (1,68)	14,61*** (1,65)
2012/2013	0,14 (1,48)	-0,32 (1,51)	-0,07 (1,52)
2014/2015	-0,51 (1,47)	-0,14 (1,48)	-0,10 (1,46)
2015/2016	-0,37 (1,51)	0,14 (1,47)	0,20 (1,48)
2016/2017	0,15 (1,41)	1,65 (1,41)	2,00 (1,40)
2017/2018	1,57 (1,52)	3,28** (1,53)	3,41** (1,54)
2018/2019	3,22** (1,52)	4,61*** (1,57)	4,29*** (1,54)
BG 1: Unter 8,50 Euro	14,35*** (1,50)	17,30*** (1,54)	17,25*** (1,52)
Placebo 2012/2013	-4,25** (2,09)	-4,84** (2,13)	-4,95** (2,12)
DiDiD 2014/2015	2,93 (2,09)	2,97 (2,13)	2,59 (2,10)
DiDiD 2015/2016	3,15 (2,28)	2,58 (2,24)	2,38 (2,23)
DiDiD 2016/2017	5,59** (2,39)	4,45* (2,43)	3,74 (2,40)
DiDiD 2017/2018	5,47**	3,15	2,59

	1	2	3
DiDiD 2018/2019	(2,41) 9,28***	(2,42) 6,99***	(2,39) 6,36**
BG 2: 8,50 bis unter 8,84 Euro	(2,59) 2,04	(2,67) 2,74	(2,62) 2,79
Placebo 2012/2013	(2,30) 0,13	(2,21) -0,25	(2,19) -0,50
Placebo 2014/2015	(3,05) -2,22	(3,06) -1,28	(3,02) -1,58
Placebo 2015/2016	(2,97) 1,21	(2,91) 2,53	(2,91) 2,48
DiDiD 2016/2017	(2,99) 1,37	(2,88) 1,74	(2,86) 1,45
DiDiD 2017/2018	(2,88) -1,01	(2,80) -0,30	(2,80) -0,37
DiDiD 2018/2019	(3,06) 2,74	(2,97) 4,19	(2,99) 3,48
BG 3: 8,84 bis unter 9,19 Euro	(3,50) 5,93**	(3,52) 5,81***	(3,45) 6,04***
Placebo 2012/2013	(2,36) -5,41	(2,24) -4,90	(2,24) -5,31
Placebo 2014/2015	(3,30) -0,22	(3,52) -2,04	(3,47) -2,56
Placebo 2015/2016	(4,01) -5,69*	(3,37) -3,76	(3,39) -3,42
Placebo 2016/2017	(3,20) -4,15	(3,05) -4,88	(3,06) -5,28
Placebo 2017/2018	(3,66) -1,90	(3,36) -1,84	(3,43) -2,21
DiDiD 2018/2019	(3,37) -3,24	(3,04) -1,32	(3,09) -1,17
	(3,47)	(3,44)	(3,39)
Soziodemografische Charakteristika		ja	ja
Beschäftigungscharakteristika		ja	ja
Veränderung der Beschäftigung			ja
Adj. R ²	0,08	0,13	0,15
Beobachtungen	9.737	8.807	8.763

Quelle: SOEP.v36eu. – Anmerkungen: OLS-Regressionsergebnisse für den individuellen DiDiD-Ansatz entsprechend Beschreibung in Kapitel 2.5. Die abhängige Variable ist die Differenz der logarithmierten vertraglichen Stundenlöhne zwischen zwei Jahren. Alle Koeffizienten sind in Prozent ausgewiesen. Robuste Standardfehler in Klammern, auf Personenebene geclustert mit * p < 0,1, ** p < 0,05, *** p < 0,01. Es werden keine Hochrechnungsfaktoren verwendet. Die Spalten unterscheiden sich durch die berücksichtigten Kontrollvariablen (1: keine; 2: soziodemografische Charakteristika und Beschäftigungscharakteristika; 3: zusätzlich Variablen zum Stellen- und Berufswechsel). Die Referenzgruppe in Spalte 3 ist männlich, verheiratet, hat keine Kinder unter 16 Jahren im Haushalt, arbeitet unbefristet in Vollzeit in einem technischen oder gleichrangigen nichttechnischen Beruf und in einer mittelgroßen Firma, hat ein mittleres Bildungsniveau, die deutsche Staatsangehörigkeit, wohnt in Westdeutschland und berichtet keinen Arbeitsplatz- und Berufswechsel. Die übrigen Kategorien der Kontrollvariablen sind in Tab. A 2.2 und Tab. A 2.3 ausgewiesen. Basierend auf der Längsschnittstichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3. Kontroll- sowie Behandlungsgruppen (KG, BG) werden entsprechend Kapitel 2.5 eingeteilt.

Im Folgenden gehen wir von einer kausalen Wirkung des Mindestlohns aus, sofern die dargestellten DiDiD-Koeffizienten statistisch signifikant auf dem 10-Prozent-Niveau sind und die Placebo-Koeffizienten statistisch nicht von null verschieden sind. In den übrigen Fällen beschreiben wir zwar Vorzeichen und Größe der Koeffizienten, interpretieren diese jedoch so, dass kein von null

abweichender kausaler Effekte der Mindestlohneinführung bzw. -erhöhungen nachgewiesen werden kann.

Die Ergebnisse in Tab. 3.8 zeigen, dass die Kontrollgruppe zwischen 2013 und 2014 ein jährliches Stundenlohnwachstum von 5,7 Prozent aufwies. Unter Berücksichtigung der Kontrollvariablen ergibt sich für Beschäftigte in den Referenzgruppen (Männer in der mittleren Altersgruppe mit mittlerem Bildungsniveau, die unbefristet in einer mittelgroßen Firma in einem technischen Beruf in Vollzeit arbeiten und in Westdeutschland verheiratet in einem Haushalt ohne Kinder leben und keinen Arbeitsplatz- oder beruflichen Wechsel vollziehen) ein Stundenlohnwachstum von 14,6 Prozent (vgl. Spalte 3). Die Koeffizienten für die umliegenden Jahre zeigen, dass das Stundenlohnwachstum der Kontrollgruppe im Vergleich zum Referenzjahr über die Zeit ansteigt und ab 2018 statistisch signifikant ist, sofern Kontrollvariablen berücksichtigt werden. Da die Stundenlöhne nominal gemessen werden, kann dieser Effekt zumindest teilweise auf Inflation zurückzuführen sein.

Der Fokus der Analyse liegt jedoch auf den DiDiD-Koeffizienten für die Behandlungsgruppen. Da die Ergebnisse relativ zur Kontrollgruppe berechnet werden, sind sie nicht von der Inflation beeinflusst, sofern die *Parallel-Trends*-Annahme erfüllt ist, d.h. sich die Stundenlöhne von Individuen in den Behandlungsgruppen und der Kontrollgruppe ohne allgemeinen Mindestlohn parallel entwickelt hätten.

Behandlungsgruppe 1, mit einem Stundenlohn von weniger als 8,50 Euro, ist direkt von der Mindestlohneinführung im Jahr 2015 betroffen, sowie von den Mindestlohnerhöhungen in den Jahren 2017 und 2019. Würde der Mindestlohn für alle Beschäftigten vollständig umgesetzt werden, so sollte ab dem Jahr 2015 niemand mehr unterhalb von 8,50 Euro entlohnt werden. In den deskriptiven Analysen in Kapitel 3.2 zeigen wir jedoch bereits, dass Beschäftigte auch nach der Mindestlohneinführung weiterhin Stundenlöhne unterhalb des Mindestlohns erhalten. Daher betrachten wir in der Analyse die Effekte der Mindestlohneinführung und auch der Mindestlohnerhöhungen für alle Behandlungsgruppen über den gesamten Zeitraum bis einschließlich 2019.

Der Koeffizient für Behandlungsgruppe 1 gibt an, dass das Lohnwachstum im Referenzjahr 2013/2014 in dieser Gruppe statistisch signifikant höher ist als das Lohnwachstum in der Kontrollgruppe in diesem Jahr. Dies entspricht der Darstellung in Abb. A 2.1 (siehe Abschnitt Methoden in Kapitel 2.5). Relativ zu dieser Differenz des Stundenlohnwachstums zwischen Behandlungsgruppe 1 und der Kontrollgruppe zeigen die folgenden Koeffizienten, wie sich das Lohnwachstum der Behandlungsgruppe 1 im Vergleich zur Kontrollgruppe in den umliegenden Jahren entwickelte. Vorherige Studien (vgl. Bachmann et al. 2020b, Burauel et al. 2018) haben gezeigt, dass Beschäftigte mit einem Stundenlohn von weniger als 8,50 Euro in den Jahren 2014/2015 und 2015/2016 nach der Mindestlohneinführung und der ersten Mindestlohnerhöhung ein im Vergleich zur Kontrollgruppe zwischen 4 und 7 Prozentpunkten höheres jährliches Lohnwachstum erfuhren. Die Koeffizienten betragen für die Jahre 2014/2015 bei Burauel et al. (2018) 4 Prozentpunkte für die Ein-Jahres-Analyse und 7 Prozentpunkte bei kumulativer Betrachtung der Jahre 2014 bis 2016 (Zwei-Jahres-Analyse). Bachmann et al. (2020b) bestätigen dies mit Koeffizienten von 3,4 bis 5,5 Prozentpunkten für das jährliche Lohnwachstum zwischen 2014 und 2016. Für 2017 finden sie erneut Effekte von 5,9 bis 7,6 Prozentpunkten. Die meisten dieser Koeffizienten waren dabei auch statistisch signifikant. Die hier dargestellten entsprechenden DiDiD-Koeffizienten für die Jahre 2014/2015 bis 2016/2017 liegen mit 2,4 bis 5,6 Prozentpunkten in einer ähnlichen Größenordnung, sind allerdings etwas niedriger und auch etwas seltener statistisch signifikant. Ein weiterer Unterschied der aktuellen Studie zu den Vorberichten ist der negative und statistisch signifikante Placebo-Koeffizient für 2012/2013 für die Behandlungsgruppe 1.

Das bedeutet, dass das Wachstum 2013/2014 höher war als im Vorjahr, was auf Antizipationseffekte der Mindestlohneinführung im niedrigsten Lohnsegment hindeutet. Daraus ergibt sich, dass die DiDiD-Koeffizienten für Behandlungsgruppe 1 nicht als kausale Effekte interpretiert werden können. Abweichungen zu den Ergebnissen von Bachmann et al. (2020b) sind durch die veränderte Kontrollgruppe, die hier aufgrund der Berücksichtigung einer dritten Behandlungsgruppe erst oberhalb von 9,19 Euro beginnt (vgl. Methodenkasten 2.1) sowie eine leicht veränderte Längsschnittstichprobe (Branchen mit Übergangsregeln vom Mindestlohn werden in der vorliegenden Studie nicht mehr von der Stichprobe ausgeschlossen), das Vornehmen eines *Top-Bottom-Codings* der Stundenlöhne sowie die Aktualisierung der SOEP-Daten auf die Version v36 begründet.

Der DiDiD-Koeffizient 2014/2015 für Behandlungsgruppe 1 liegt knapp unterhalb von 3 Prozent und gibt an, dass das Lohnwachstum der Beschäftigten, die 2014 Stundenlöhne von weniger als 8,50 Euro erhielten, 2015 im Vergleich zur Kontrollgruppe 3 Prozentpunkte höher war. Der Koeffizient wird kleiner, wenn für Berufs- und Jobwechsel kontrolliert wird. Die DiDiD-Koeffizienten für 2015/2016 haben eine ähnliche Größenordnung wie diejenigen für 2014/2015. Im Jahr der ersten Mindestlohnerhöhung, 2017, messen wir Koeffizienten in Höhe von 5,6 Prozentpunkten in Spalte 1 bis zu 3,7 Prozentpunkten in Spalte 3, die sich bis 2018 in einer ähnlichen, etwas kleineren Größenordnung fortsetzen. Die Koeffizienten für Behandlungsgruppe 1 sind für 2019 am größten. Der DiDiD-Koeffizient 2018/2019 liegt je nach Berücksichtigung von Kontrollvariablen zwischen 6,4 Prozentpunkten (Spalte 3) und 9,3 Prozentpunkten (Spalte 1). Diese Größenordnung der Koeffizienten deutet darauf hin, dass die Stundenlöhne von Beschäftigten, die auch nach der Einführung des Mindestlohns weiterhin Stundenlöhne von weniger als 8,50 Euro erhielten, in diesen Jahren zumindest teilweise angehoben wurden. Dass die Koeffizienten in den Jahren der beiden Mindestlohnerhöhungen besonders groß sind, deutet darauf hin, dass sich diese Erhöhungen positiv auf die Stundenlöhne der Beschäftigten im untersten Lohnsegment ausgewirkt haben und dazu beigetragen haben, dass sich Beschäftigte, die auch nach 2015 Stundenlöhne unterhalb des ersten Mindestlohns erhielten, zumindest in den Folgejahren von Lohnerhöhungen profitierten.

Beschäftigte, die Stundenlöhne im etwas höheren Lohnsegment zwischen 8,50 Euro und 8,84 Euro erhielten (Behandlungsgruppe 2) sind direkt betroffen von Erhöhungen des Mindestlohns, nicht aber von der Mindestlohneinführung. Daher sind die Koeffizienten der Interaktionseffekte für diese Gruppe bis einschließlich 2016 als Placebo-Effekte zu interpretieren. Die Placebo-Koeffizienten für Behandlungsgruppe 2 sind statistisch insignifikant. Allerdings zeigen auch die DiDiD-Koeffizienten für diese Gruppe kein überdurchschnittlich hohes Stundenlohnwachstum nach der ersten Mindestlohnerhöhung. Sie sind ebenfalls für alle Jahre statistisch insignifikant. Dies ist zum einen auf kleinere absolute Effekte zurückzuführen und zum anderen auf die kleinere Stichprobengröße dieser zweiten – verglichen mit der ersten – Behandlungsgruppe. Die Ergebnisse für Behandlungsgruppe 2 bis einschließlich 2017 ähneln denen von Bachmann et al. (2020b) stark. Wie für die erste Behandlungsgruppe ist jedoch auch für die zweite zu erkennen, dass die DiDiD-Koeffizienten in den Jahren nach der Mindestlohn-Reform bzw. im Rahmen der folgenden Erhöhungen weiter ansteigen. 2019 betragen die Koeffizienten 2,8 bis 4,2 Prozentpunkte. Inwiefern die geringere statistische Signifikanz der Koeffizienten für Behandlungsgruppe 2, die im Vergleich zur Behandlungsgruppe 1 einen kleineren Bereich der Lohnverteilung abbildet, durch die Gruppengröße beeinflusst wird, wird in den Robustheitsanalysen (vgl. Tab. 3.4.3) analysiert.

Die Behandlungsgruppe 3 ist definiert für einen vertraglichen Stundenlohn von 8,84 Euro bis 9,19 Euro und umfasst damit diejenigen Beschäftigten, die direkt von der zweiten Mindestlohn-erhöhung im Jahr 2019 betroffen waren. Daher sind die Koeffizienten bis einschließlich 2018 als Placebo-Effekte zu interpretieren. Die Placebo-Koeffizienten sind insgesamt betragsmäßig größer als die für Behandlungsgruppe 2, jedoch ebenfalls nicht statistisch signifikant mit Ausnahme des Placebo-Koeffizienten für 2015/2016 in Spalte 1. Das deutet darauf hin, dass sich die Mindestlohneinführung und die erste Mindestloohnerhöhung nicht signifikant auf Beschäftigte mit einem Stundenlohn zwischen 8,84 Euro und 9,19 Euro ausgewirkt haben. Für die Behandlungsgruppe 3 finden wir jedoch auch keine signifikanten Effekte der zweiten Mindestloohnerhöhung im Jahr 2019. Die geschätzten Koeffizienten sind sogar negativ, unter Berücksichtigung der Kontrollvariablen aber auch ökonomisch klein mit $-1,3$ bis $-1,2$ Prozentpunkten.

Insgesamt betrachtet zeigen die Ergebnisse für die Auswirkungen der Mindestlohn-Einführung bzw. der -Erhöhungen auf vertragliche Stundenlöhne moderat positive Koeffizienten, allerdings keine statistisch signifikanten Effekte. Der signifikante Placebo-Koeffizient für 2012/2013 schränkt die kausale Interpretation der Ergebnisse für Behandlungsgruppe 1 ein. Trotz dieser Einschränkung sind Größenordnung und Signifikanz der DiDiD-Koeffizienten für die Behandlungsgruppen 1 und 2 ähnlich zu denen von Bachmann et al. (2020b). Die geschätzten DiDiD-Koeffizienten deuten entsprechend darauf hin, dass sich die Mindestloohnerhöhungen zumindest positiv auf den Lohn im unteren Lohnsegment ausgewirkt haben. Für Behandlungsgruppe 3 finden wir keine signifikanten Effekte der Mindestloohnerhöhungen auf den Stundenlohn. Die Frage, inwiefern diese Abweichung auf die Aufnahme einer weiteren Behandlungsgruppe und einer veränderten Kontrollgruppe zurückzuführen ist, diskutieren wir im Rahmen der folgenden Robustheitsanalysen, bei denen u.a. die obere Grenze der Kontrollgruppe variiert wird. Auch der Verzicht auf Ausschlüsse von Branchen mit Übergangsregeln sowie die Verwendung eines *Top-Bottom-Codings* zur Begrenzung von Messfehlern in den Stundenlöhnen (vgl. Kapitel 3.2) können zu leichten Abweichungen zwischen den Ergebnissen der einzelnen Berichte beitragen.

Tab. 3.9: Mindestlohneffekte auf das relative Wachstum von tatsächlichen Stundenlöhnen

	1	2	3
Konstante (KG: 9,19 bis unter 10 Euro)	6,52*** (1,05)	15,57*** (1,50)	14,12*** (1,49)
2012/2013	-2,11 (1,49)	-2,80* (1,50)	-2,31 (1,52)
2014/2015	-0,80 (1,42)	0,03 (1,45)	0,00 (1,45)
2015/2016	-1,70 (1,47)	-1,30 (1,47)	-1,33 (1,48)
2016/2017	-0,05 (1,51)	1,21 (1,51)	1,56 (1,51)
2017/2018	2,34 (1,52)	4,06*** (1,51)	4,24*** (1,52)
2018/2019	-0,35 (1,52)	0,67 (1,52)	0,33 (1,52)
BG 1: Unter 8,50 Euro	12,73***	15,16***	14,99***
Placebo 2012/2013	-2,15 (1,95)	-2,38 (1,96)	-2,72 (1,96)
DiDiD 2014/2015	0,72 (1,90)	0,15 (1,94)	0,01 (1,93)
DiDiD 2015/2016	2,34	1,47	1,51

	1	2	3
	(2,01)	(1,99)	(1,98)
DiDiD 2016/2017	3,28	2,30	1,71
	(2,15)	(2,17)	(2,16)
DiDiD 2017/2018	3,70*	2,00	1,55
	(2,15)	(2,14)	(2,13)
DiDiD 2018/2019	8,89***	6,75***	6,41***
	(2,29)	(2,32)	(2,29)
BG 2: 8,50 bis unter 8,84 Euro	2,62	2,97	3,19
	(2,13)	(2,05)	(2,05)
Placebo 2012/2013	0,54	0,76	0,13
	(2,84)	(2,81)	(2,81)
Placebo 2014/2015	-4,39	-3,65	-4,18
	(2,85)	(2,82)	(2,82)
Placebo 2015/2016	-2,37	-1,32	-1,10
	(2,90)	(2,84)	(2,84)
DiDiD 2016/2017	-1,16	-0,61	-1,03
	(2,95)	(2,89)	(2,85)
DiDiD 2017/2018	-4,49	-4,63	-5,21*
	(3,00)	(2,94)	(2,98)
DiDiD 2018/2019	1,27	3,23	2,45
	(3,26)	(3,18)	(3,16)
BG 3: 8,84 bis unter 9,19 Euro	0,94	0,63	0,73
	(2,28)	(2,19)	(2,18)
Placebo 2012/2013	3,03	3,71	3,60
	(3,12)	(3,14)	(3,11)
Placebo 2014/2015	2,87	0,09	-0,57
	(3,99)	(3,62)	(3,59)
Placebo 2015/2016	0,85	1,86	1,72
	(3,06)	(2,94)	(2,91)
Placebo 2016/2017	-1,63	-1,30	-1,64
	(3,06)	(2,95)	(2,97)
Placebo 2017/2018	-1,75	-1,83	-2,00
	(3,09)	(2,95)	(2,95)
DiDiD 2018/2019	3,22	6,79*	6,85*
	(3,53)	(3,54)	(3,52)
Soziodemografische Charakteristika		ja	ja
Beschäftigungscharakteristika		ja	ja
Veränderung der Beschäftigung			ja
Adj. R ²	0,06	0,11	0,13
Beobachtungen	12.257	11.192	11.141

Quelle: SOEP.v36eu. – Anmerkungen: OLS-Regressionsergebnisse für den individuellen DiDiD-Ansatz entsprechend Beschreibung in Kapitel 2.5. Die abhängige Variable ist die Differenz der logarithmierten tatsächlichen Stundenlöhne zwischen zwei Jahren. Alle Koeffizienten sind in Prozent ausgewiesen. Robuste Standardfehler in Klammern, auf Personenebene geclustert mit * $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$. Es werden keine Hochrechnungsfaktoren verwendet. Die Spalten unterscheiden sich durch die berücksichtigten Kontrollvariablen (1: keine; 2: soziodemografische Charakteristika und Beschäftigungscharakteristika; 3: zusätzlich Variablen zum Stellen- und Berufswechsel). Die Referenzgruppe in Spalte 3 ist männlich, verheiratet, hat keine Kinder unter 16 Jahren im Haushalt, arbeitet unbefristet in Vollzeit in einem technischen oder gleichrangigen nichttechnischen Beruf und in einer mittelgroßen Firma, hat ein mittleres Bildungsniveau, die deutsche Staatsangehörigkeit, wohnt in Westdeutschland und berichtet keinen Arbeitsplatz- und Berufswechsel. Die übrigen Kategorien der Kontrollvariablen sind in Tab. A 2.2 und Tab. A 2.3 ausgewiesen. Basierend auf der Längsschnittstichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3. Kontroll- sowie Behandlungsgruppen (KG, BG) werden entsprechend Kapitel 2.5 eingeteilt.

Tab. 3.9 stellt Ergebnisse für Auswirkungen der Mindestlöhne auf tatsächliche Stundenlöhne dar. Die Analyse erfolgt äquivalent zur Analyse für vertragliche Stundenlöhne. Die Einteilung in die Behandlungsgruppen und in die Kontrollgruppe erfolgt jedoch auf Basis der tatsächlichen Stundenlöhne. Die hier betrachtete Zielvariable ist entsprechend definiert als die logarithmierte jährliche Veränderung des tatsächlichen Stundenlohns. Insgesamt entsprechen die Ergebnisse für den tatsächlichen Stundenlohn denen für den vertraglichen Stundenlohn, die geschätzten Koeffizienten sind jedoch durchschnittlich kleiner. Die kleineren Standardfehler sind auf einen größeren Stichprobenumfang im Vergleich zur Analyse für vertragliche Stundenlöhne zurückzuführen. Die Differenz des Stichprobenumfangs resultiert daraus, dass tatsächliche Stundenlöhne im Durchschnitt niedriger sind als vertragliche (vgl. Kapitel 3.2) und damit mehr Beobachtungen in das durch die Behandlungsgruppen und die Kontrollgruppe abgedeckte Lohnsegment bis 10 Euro fallen.

Für Behandlungsgruppe 1, die Beschäftigte mit einem tatsächlichen Stundenlohn von weniger als 8,50 Euro umfasst, messen wir keine signifikanten Effekte für die Mindestlohneinführung im Jahr 2015. Der DiDiD-Koeffizient für 2014/2015 liegt nahe null und die DiDiD-Koeffizienten für 2015/2016 sind ebenfalls positiv und etwas größer, aber statistisch insignifikant. Auch für die Mindestlohnerhöhung im Jahr 2017, gemessen durch die Koeffizienten für das relative Lohnwachstum in den Jahren 2016/2017 und 2017/2018, finden wir keine statistisch signifikanten Effekte. Die Koeffizienten werden in Spalte 2 und 3 im Wert kleiner und der DiDiD-Koeffizient für 2017/2018 wird insignifikant, wenn wir für soziodemografische Charakteristika, Beschäftigungscharakteristika und für Berufs- und Stellenwechsel kontrollieren. Die Größe des DiDiD-Koeffizienten in Spalte 3 für 2017/2018 ähnelt denen der Koeffizienten für 2015/2016 und 2016/2017. Entsprechend der Ergebnisse für den vertraglichen Stundenlohn, sind die DiDiD-Koeffizienten, die den Effekt der zweiten Mindestlohnerhöhung auf das Lohnwachstum 2018/2019 messen, größer als für die davorliegenden Jahre und für die tatsächlichen Löhne auch statistisch signifikant. Wir sehen, dass sich die zweite Mindestlohnerhöhung positiv auf die Löhne der Behandlungsgruppe 1 auswirkt. Der DiDiD-Koeffizient für 2018/2019 reicht von 8,9 Prozentpunkten (Spalte 1) bis 6,4 Prozentpunkte (Spalte 3). Der Placebo-Effekt für Behandlungsgruppe 1 ist, wie auch bei den vertraglichen Stundenlöhnen, negativ, jedoch kleiner und nicht statistisch signifikant. Für die Behandlungsgruppe 2 sind die Koeffizienten für die Interaktionen mit den Jahrespaardummies bis auf eine Ausnahme für alle Jahre und in allen Spalten statistisch insignifikant. Für die Behandlungsgruppe 3 sind alle Placebo-Koeffizienten bis einschließlich 2018 insignifikant. Im Unterschied zu den vertraglichen Löhnen finden wir für die Mindestlohnerhöhung im Jahr 2019 jedoch positive signifikante Effekte in Höhe von 6,8 Prozentpunkten in den Spalten 2 und 3, also den präferierten Spezifikationen unter Berücksichtigung von Kontrollvariablen.

Zusammenfassend ergibt sich, dass sich das Ergebnismuster und die Größenordnung für die vertraglichen und tatsächlichen Löhne nur leicht voneinander unterscheiden. Die geschätzten Koeffizienten für das tatsächliche Lohnwachstum fallen für die Jahre nach der Mindestlohneinführung und der ersten Erhöhung etwas kleiner aus, die größere Anzahl an Beobachtungen reduziert aber auch die Standardabweichungen. Die kleineren Koeffizienten könnten ein Indiz dafür sein, dass Beschäftigte eine Erhöhung des vertraglichen Stundenlohns durch den Mindestlohn durch unbezahlte Mehrarbeit ausgleichen mussten. Das würde den Effekt des Mindestlohns abschwächen. Der für vertragliche Stundenlöhne statistisch signifikante Placebo-Koeffizient für 2012/2013 für die Behandlungsgruppe 1 deutet auf Antizipationseffekte hin, sodass der Effekt dadurch abgeschwächt worden sein könnte, dass Unternehmen die Löhne bereits vor 2015 angepasst haben. Die Ergebnisse für die vertraglichen Löhne für Behandlungsgruppe 1 sind dementsprechend mit Vorsicht zu interpretieren.

Aus den dargestellten Ergebnissen können wir schließen, dass sich die zweite Mindestlohnerhöhung im Jahr 2019 positiv auf den Stundenlohn von Behandlungsgruppe 1 ausgewirkt hat, wobei dies nur für tatsächliche Löhne als kausaler Effekt interpretiert werden kann. Außerdem zeigt sich ein positiver, signifikanter Effekt der zweiten Mindestlohnerhöhung auf das tatsächliche Lohnwachstum von Behandlungsgruppe 3. Durch die im Vergleich zu Bachmann et al. (2020b) angepasste Stichprobe können wir hier weniger kausale Effekte der Mindestlohneinführung und der ersten Mindestlohnerhöhung auf das Lohnwachstum der Betroffenen nachweisen. Die Richtung und Größenordnung der Koeffizienten stehen jedoch im Einklang mit Ergebnissen vorheriger Studien.

Robustheitsanalysen

Der Stundenlohn wird wie in Kapitel 3.2 dargestellt, auf Basis des im SOEP angegebenen Bruttomonatslohns und der Arbeitszeit berechnet. Da das SOEP auf Haushaltsbefragungen beruht, kann es bei diesen Größen zu Messfehlern kommen, die zu einer Ungenauigkeit der berechneten Stundenlöhne führen. Mithilfe von Robustheitsanalysen, in denen wir die Grenzen für unsere Behandlungs- und Kontrollgruppen variieren, überprüfen wir, inwiefern mögliche Messfehler unsere Ergebnisse beeinflussen könnten. Für die Robustheitsanalysen verwenden wir immer die Spezifikation in Spalte 3 von Tab. 3.8, die für soziodemografische und Beschäftigungscharakteristika sowie für Beruf- oder Jobwechsel kontrolliert. Für die Robustheitsanalysen fokussieren wir uns auf die vertraglichen Stundenlöhne; die Ergebnisse für die tatsächlichen Stundenlöhne sind jedoch vergleichbar.

Die Basisspezifikation in Spalte 1 von Tab. 3.10 entspricht der Spalte 3 in Tab. 3.8 und dient zum Vergleich mit den Robustheitsanalysen. Für die Basisspezifikation ist die Kontrollgruppe nach oben durch Stundenlöhne von 10 Euro begrenzt. In Spalte 2 heben wir diese Grenze auf 12 Euro an, wodurch die Kontrollgruppe für alle Jahre vergrößert wird. Ein Koeffizientenvergleich zeigt, dass die Anhebung der oberen Grenze der Kontrollgruppe kaum Auswirkungen auf die Ergebnisse hat. Die Koeffizienten der Spezifikationen in Spalten 1 und 2 liegen sehr nah beieinander. Durch die Erhöhung der Obergrenze wird die Anzahl der Beobachtungen jedoch erhöht und in der Folge die Größe der Standardfehler reduziert. Dies erhöht die statistische Signifikanz der DiDiD-Koeffizienten für 2016/2017 und 2017/2018, allerdings auch die des Placebo-Koeffizienten für das Stundenlohnwachstum zwischen 2012 und 2013. In Spalte 3 wird die Obergrenze der Kontrollgruppe über die Jahre dynamisch gestaltet. Die Obergrenze wird festgelegt durch den Niedriglohn, der als zwei Drittel des Medianlohns im jeweiligen Jahr definiert ist. Dadurch kommt es zu einer jährlichen Anhebung der Obergrenze der Kontrollgruppe. Diese Dynamisierung kann somit die Verkleinerung der Kontrollgruppe durch das Anheben der unteren Grenze der Kontrollgruppe von 8,84 Euro auf 9,19 Euro, durch das Hinzukommen der neuen Behandlungsgruppe im Vergleich zum Vorbericht (Bachmann et al. 2020b), teilweise ausgleichen. Beim Vergleich der Ergebnisse in Spalte 1 und Spalte 3 zeigt sich, dass die Dynamisierung der Obergrenze keinen starken Einfluss auf die Ergebnisse hat. Wie in Spalte 2 steigt der Koeffizient für das Lohnwachstum 2016/2017 für Behandlungsgruppe 1 etwas an. Außerdem verändert sich das Vorzeichen des DiDiD-Koeffizienten für 2018/2019 für Behandlungsgruppe 3; der Koeffizient ist jedoch weiterhin nicht signifikant und nahe null.

In einem nächsten Schritt passen wir in Spalte 4 die Grenzen der Behandlungsgruppen an. Diese werden entsprechend Tab. 3.2 um 5 Cent nach oben verschoben. Die Behandlungsgruppe umfasst damit Beschäftigte, die Stundenlöhne von (1) weniger als 8,55 Euro, (2) zwischen 8,55 und 8,89 Euro bzw. (3) zwischen 8,89 und 9,24 Euro erhalten. Die Kontrollgruppe beginnt entspre-

chend erst bei 9,24 Euro. Damit korrigieren wir für mögliche Messfehler um die Mindestlohngrenzen und vermeiden, dass Beschäftigte knapp oberhalb der Mindestlohngrenze fälschlicherweise einer anderen Behandlungsgruppe zugeordnet werden. Die Ergebnisse zeigen jedoch, dass Ungenauigkeiten im berechneten Lohn keine bedeutende Rolle spielen. Die neue Definition hat allein Auswirkungen auf die Placebo-Effekte. Der Placebo-Effekt 2012/2013 für Behandlungsgruppe 1 steigt um 2,26 Prozentpunkte an und auch der Placebo-Effekt 2013/2014 für Behandlungsgruppe 3 wird größer. In Spalte 5 passen wir die untere Grenze der Behandlungsgruppe 1 an, um die von den Behandlungsgruppen abgedeckten Bereiche der Lohnverteilung gleich groß zu definieren. Die untere Grenze setzen wir auf 8,16 Euro; so erhalten alle Behandlungsgruppen eine Bandbreite von ca. 34 Cent. Das Anheben der unteren Grenze der Behandlungsgruppe 1 reduziert die Beobachtungszahlen und die Koeffizienten werden weniger präzise geschätzt. Für Behandlungsgruppe 1 reduzieren sich die geschätzten Koeffizienten deutlich und werden negativ für 2015/2016, 2016/2017 und 2017/2018. Der DiDiD-Koeffizient für 2018/2019 behält jedoch die gleiche Größenordnung. Daraus folgt, dass sich der positive Koeffizient für die Jahre 2016/2017 und 2017/2018 vor allem durch Beschäftigte mit einem Lohn unter 8,16 Euro ergibt. Behandlungsgruppen 2 und 3 bleiben unverändert und für diese Gruppen sehen wir wie erwartet nur sehr kleine Abweichungen.

Tab. 3.10: Robustheitsanalysen für vertragliche Stundenlöhne

	Basisspezifikation: KG<10 Euro	KG< 12 Euro	KG<Niedriglohn	BG+5 Cent	Lohn Jahr t >8,16 Euro
Konstante (KG: 9,19 bis unter 10 Euro)	14,61*** (1,65)	12,70*** (0,96)	14,60*** (1,50)	13,27*** (1,87)	14,00*** (1,59)
2012/2013	-0,07 (1,52)	-0,70 (0,80)	0,06 (1,51)	2,19 (1,77)	0,14 (1,42)
2014/2015	-0,10 (1,46)	0,10 (0,81)	-0,08 (1,39)	2,34 (1,82)	-0,18 (1,47)
2015/2016	0,20 (1,48)	0,40 (0,78)	0,04 (1,30)	1,92 (1,83)	0,18 (1,46)
2016/2017	2,00 (1,40)	1,97** (0,79)	1,61 (1,29)	1,80 (1,72)	1,64 (1,47)
2017/2018	3,41** (1,54)	2,86*** (0,81)	2,46** (1,25)	4,09** (2,01)	3,22** (1,45)
2018/2019	4,29*** (1,54)	3,81*** (0,82)	3,01** (1,27)	4,50** (1,88)	4,44*** (1,53)
BG 1: Unter 8,50 Euro	17,25*** (1,52)	18,62*** (1,23)	17,40*** (1,52)	18,42*** (1,77)	6,49*** (2,36)
Placebo 2012/2013	-4,95** (2,12)	-4,43*** (1,71)	-5,14** (2,11)	-7,21*** (2,33)	-4,54 (3,32)
DiDiD 2014/2015	2,59 (2,10)	2,41 (1,72)	2,60 (2,05)	0,14 (2,34)	0,53 (3,29)
DiDiD 2015/2016	2,38 (2,23)	2,16 (1,84)	2,54 (2,11)	-0,09 (2,44)	-0,49 (3,38)
DiDiD 2016/2017	3,74 (2,40)	3,80* (2,11)	4,21* (2,34)	3,77 (2,57)	-1,51 (3,47)
DiDiD 2017/2018	2,59 (2,39)	3,30* (2,00)	3,65 (2,22)	1,65 (2,70)	-0,20 (3,41)
DiDiD 2018/2019	6,36** (2,62)	7,13*** (2,30)	7,78*** (2,48)	5,71** (2,80)	6,19* (3,75)
BG 2: 8,50 bis unter 8,84 Euro	2,79 (2,19)	4,12** (2,00)	2,90 (2,19)	3,53 (2,36)	3,16 (1,92)

	Basisspezifikation: KG<10 Euro	KG<12 Euro	KG<Niedriglohn	BG+5 Cent	Lohn Jahr t >8,16 Euro
Placebo 2012/2013	-0,50 (3,02)	0,01 (2,73)	-0,80 (3,01)	-1,64 (3,16)	-1,24 (2,89)
Placebo 2014/2015	-1,58 (2,91)	-1,79 (2,62)	-1,60 (2,87)	-3,39 (3,11)	-1,45 (2,80)
Placebo 2015/2016	2,48 (2,86)	2,25 (2,56)	2,62 (2,77)	1,56 (3,10)	2,57 (2,64)
DiDiD 2016/2017	1,45 (2,80)	1,32 (2,53)	1,81 (2,74)	1,49 (2,95)	1,78 (2,76)
DiDiD 2017/2018	-0,37 (2,99)	0,12 (2,67)	0,62 (2,84)	0,57 (3,22)	-0,14 (2,73)
DiDiD 2018/2019	3,48 (3,45)	4,23 (3,20)	4,90 (3,34)	4,19 (3,59)	3,84 (2,95)
BG 3: 8,84 bis unter 9,19 Euro	6,04*** (2,24)	6,91*** (2,01)	5,89*** (2,22)	4,59** (1,96)	5,39** (2,48)
Placebo 2012/2013	-5,31 (3,47)	-4,41 (3,16)	-5,38 (3,44)	-6,60** (2,78)	-5,14 (3,64)
Placebo 2014/2015	-2,56 (3,39)	-2,40 (3,08)	-2,48 (3,32)	-6,14** (2,70)	-1,62 (3,60)
Placebo 2015/2016	-3,42 (3,06)	-3,67 (2,76)	-3,20 (2,97)	-4,22 (2,71)	-3,31 (3,54)
Placebo 2016/2017	-5,28 (3,43)	-5,29* (3,17)	-4,83 (3,36)	-0,97 (2,62)	-5,03 (3,78)
Placebo 2017/2018	-2,21 (3,09)	-1,60 (2,74)	-1,13 (2,93)	-2,23 (2,78)	-1,89 (3,45)
DiDiD 2018/2019	-1,17 (3,39)	-0,46 (3,13)	0,24 (3,27)	-0,76 (2,82)	-1,02 (3,63)
Kontrollvariablen	ja	ja	ja	ja	ja
Adj. R ²	0,15	0,15	0,16	0,15	0,09
Beobachtungen	8.763	14.770	10.624	8.763	5.014

Quelle: SOEP.v36eu. – Anmerkungen: OLS-Regressionsergebnisse für den individuellen DiDiD-Ansatz entsprechend Beschreibung in Kapitel 2.5. Die abhängige Variable ist die Differenz der logarithmierten vertraglichen Stundenlöhne zwischen zwei Jahren. Basisspezifikation entspricht Spalte 3 in Tab. 3.8. Weitere Spezifikationen entsprechend der Spaltentitel: höhere Lohnobergrenzen für die Kontrollgruppe (KG, Spalten 2 und 3) bzw. die Behandlungsgruppen (BG, Spalte 4), Einführung einer Lohnuntergrenze für die KG (Spalte 5). Alle Koeffizienten sind in Prozent ausgewiesen. Robuste Standardfehler in Klammern, auf Personenebene geclustert mit * $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$. Es werden keine Hochrechnungsfaktoren verwendet. Die Referenzgruppe ist männlich, verheiratet, hat keine Kinder unter 16 Jahren im Haushalt, arbeitet unbefristet in Vollzeit in einem technischen oder gleichrangigen nichttechnischen Beruf und in einer mittelgroßen Firma, hat ein mittleres Bildungsniveau, die deutsche Staatsangehörigkeit, wohnt in Westdeutschland und berichtet keinen Arbeitsplatz- und Berufswechsel. Die übrigen Kategorien der Kontrollvariablen sind in Tab. A 2.2 und Tab. A 2.3 ausgewiesen. Basierend auf der Längsschnittstichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3. Kontroll- sowie Behandlungsgruppen (KG, BG) werden entsprechend Kapitel 2.5 eingeteilt.

Spillover-Effekte

Wie schon in Kapitel 2.5 erläutert, ist eine grundlegende Annahme des gewählten methodischen Ansatzes, dass der tatsächliche Effekt des Mindestlohns auf die Behandlungsgruppen gemessen wird und es keine *Spillover*-Effekte auf die Kontrollgruppe gab. *Spillover*-Effekte auf die gewählte Kontrollgruppe könnten die Lohneffekte verzerren, da das kontrafaktische Szenario falsch dargestellt würde.

Um diese Annahme zu prüfen, analysieren wir die Effekte der Mindestlohnreformen auf das Lohnwachstum einer zweiten Kontrollgruppe mit Stundenlöhnen von 10 Euro bis 11,50 Euro relativ zur ersten Kontrollgruppe mit Löhnen von 9,19 Euro bis 10 Euro und relativ zum Jahr

2013/2014. *Spillover*-Effekte können ausgeschlossen werden, wenn sich das Lohnwachstum zwischen diesen beiden Kontrollgruppen in den Jahren vor und nach den Mindestlohnreformen nicht signifikant voneinander unterscheidet. Falls die zweite Kontrollgruppe ein statistisch signifikant abweichendes Lohnwachstum relativ zur ersten Kontrollgruppe aufweist, ist davon auszugehen, dass die erste Kontrollgruppe ebenfalls indirekt von der Mindestlohneinführung bzw. einer Mindestlohnerhöhung betroffen war. Dies würde dann wiederum bedeuten, dass die geschätzten Effekte auf die drei Behandlungsgruppen verzerrt wären.

Tab. 3.11 Tests auf *Spillover*-Effekte mit vertraglichen Stundenlöhnen

	Basisspezifikation	<i>Spillover</i> -Effekte	Umgekehrte KG1 und KG2
Konstante (KG 1: 9,19 bis unter 10 Euro bzw. KG 2: 10 bis unter 11,50 Euro)	14,61***	13,94***	12,25***
	(1,65)	(1,41)	(1,20)
2012/2013	-0,07	0,01	-0,71
	(1,52)	(1,50)	(1,20)
2014/2015	-0,10	-0,07	0,29
	(1,46)	(1,46)	(1,17)
2015/2016	0,20	0,38	0,86
	(1,48)	(1,47)	(1,18)
2016/2017	2,00	1,97	2,03*
	(1,40)	(1,39)	(1,20)
2017/2018	3,41**	3,30**	3,07***
	(1,54)	(1,52)	(1,14)
2018/2019	4,29***	4,38***	3,72***
	(1,54)	(1,52)	(1,18)
BG 1: Unter 8,50 Euro	17,25***	17,37***	19,06***
	(1,52)	(1,52)	(1,39)
Placebo 2012/2013	-4,95**	-5,17**	-4,46**
	(2,12)	(2,11)	(1,93)
DiDiD 2014/2015	2,59	2,58	2,22
	(2,10)	(2,09)	(1,92)
DiDiD 2015/2016	2,38	2,19	1,71
	(2,23)	(2,23)	(2,04)
DiDiD 2016/2017	3,74	3,85	3,79*
	(2,40)	(2,40)	(2,30)
DiDiD 2017/2018	2,59	2,84	3,07
	(2,39)	(2,38)	(2,15)
DiDiD 2018/2019	6,36**	6,54**	7,19***
	(2,62)	(2,62)	(2,45)
BG 2: 8,50 bis unter 8,84 Euro	2,79	2,85	4,53**
	(2,19)	(2,19)	(2,10)
Placebo 2012/2013	-0,50	-0,66	0,05
	(3,02)	(3,01)	(2,89)
Placebo 2014/2015	-1,58	-1,55	-1,90
	(2,91)	(2,90)	(2,76)
Placebo 2015/2016	2,48	2,31	1,83
	(2,86)	(2,85)	(2,71)
DiDiD 2016/2017	1,45	1,38	1,32
	(2,80)	(2,79)	(2,69)
DiDiD 2017/2018	-0,37	-0,25	-0,03
	(2,99)	(2,98)	(2,78)
DiDiD 2018/2019	3,48	3,70	4,36
	(3,45)	(3,45)	(3,31)

	Basisspezifikation	Spillover-Effekte	Umgekehrte KG1 und KG2
BG 3: 8,84 bis unter 9,19 Euro	6,04*** (2,24)	5,75*** (2,21)	7,43*** (2,11)
Placebo 2012/2013	-5,31 (3,47)	-5,19 (3,42)	-4,47 (3,31)
Placebo 2014/2015	-2,56 (3,39)	-2,34 (3,33)	-2,70 (3,21)
Placebo 2015/2016	-3,42 (3,06)	-3,60 (3,04)	-4,08 (2,90)
Placebo 2016/2017	-5,28 (3,43)	-5,26 (3,38)	-5,32 (3,32)
Placebo 2017/2018	-2,21 (3,09)	-2,03 (3,04)	-1,80 (2,86)
DiDiD 2018/2019	-1,17 (3,39)	-1,07 (3,38)	-0,41 (3,24)
KG 2: 10 bis 11,50 Euro bzw. KG 1: 9,19 bis unter 10 Euro		-1,69 (1,37)	1,69 (1,37)
Placebo 2012/2013		-0,72 (1,92)	0,72 (1,92)
Placebo 2014/2015		0,36 (1,86)	-0,36 (1,86)
Placebo 2015/2016		0,48 (1,89)	-0,48 (1,89)
Placebo 2016/2017		0,06 (1,84)	-0,06 (1,84)
Placebo 2017/2018		-0,23 (1,89)	0,23 (1,89)
Placebo 2018/2019		-0,66 (1,91)	0,66 (1,91)
Kontrollvariablen	ja	ja	ja
Adj. R ²	0,15	0,15	0,15
Beobachtungen	8.763	12.812	12.812

Quelle: SOEP.v36eu. – Anmerkungen: OLS-Regressionsergebnisse für den individuellen DiDiD-Ansatz entsprechend Beschreibung in Kapitel 2.5. Die abhängige Variable ist die Differenz der logarithmierten vertraglichen Stundenlöhne zwischen zwei Jahren. Basisspezifikation entspricht Spalte 3 in Tab. 3.8. Weitere Spezifikationen entsprechend der Spaltentitel: 2 ergänzt die zusätzliche Kontrollgruppe KG 2 (Effekte weiterhin relativ zu KG 1), 3 weist Effekte relativ zu KG 2 aus. Alle Koeffizienten sind in Prozent ausgewiesen. Robuste Standardfehler in Klammern, auf Personenebene geclustert mit * $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$. Es werden keine Hochrechnungsfaktoren verwendet. Die verwendeten Kontrollvariablen umfassen soziodemografische und Beschäftigungscharakteristika sowie Variablen zum Stellen- und Berufswechsel. Die Referenzgruppe ist männlich, verheiratet, hat keine Kinder unter 16 Jahren im Haushalt, arbeitet unbefristet in Vollzeit in einem technischen oder gleichrangigen nichttechnischen Beruf und in einer mittelgroßen Firma, hat ein mittleres Bildungsniveau, die deutsche Staatsangehörigkeit, wohnt in Westdeutschland und berichtet keinen Arbeitsplatz- und Berufswechsel. Die übrigen Kategorien der Kontrollvariablen sind in Tab. A 2.2 und Tab. A 2.3 ausgewiesen. Basierend auf der Längsschnittstichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3. Kontroll- sowie Behandlungsgruppen (KG, BG) werden entsprechend Kapitel 2.5 eingeteilt.

Tab. 3.11 zeigt die Ergebnisse für die *Spillover*-Analyse. Zum Vergleich wird in Spalte 1 die Basisspezifikation ausgewiesen. Für die Ergebnisse in den Spalten 2 und 3 wird die Analyse bis auf 11,50 Euro erweitert und wie beschrieben um eine zweite Kontrollgruppe mit Stundenlöhnen von 10 Euro bis 11,50 Euro, ergänzt. In Spalte 2 sind die Ergebnisse relativ zur Kontrollgruppe 1 mit einem Stundenlohn von 9,19 Euro bis 10 Euro zu interpretieren. Zum einen hat die zusätzliche Kontrollgruppe keinen bedeutenden Einfluss auf die Effekte für die Behandlungsgruppen. Zum anderen können *Spillover*-Effekte auf höhere Löhne ausgeschlossen werden, da die Koeffizienten für Kontrollgruppe 2 recht klein (<2 Prozentpunkte) und statistisch insignifikant sind. Das

bestätigt die Ergebnisse aus den Vorgängerstudien (Bachmann et al. 2020b, Burauel et al. 2018).¹⁵ Als weiteren Robustheitstest werden für die Ergebnisse in Spalte 3 die Kontrollgruppen 1 und 2 vertauscht, sodass die Ergebnisse relativ zur Kontrollgruppe 2 zu interpretieren sind. Der Test zeigt, dass die Koeffizienten der Basisspezifikation sich nur geringfügig ändern, wenn sie relativ zu Kontrollgruppe 2 statt zu Kontrollgruppe 1 berechnet werden. Im Falle von *Spillover*-Effekten auf die Kontrollgruppe 1 im Rahmen weiterer Analysen könnte die Kontrollgruppe 2 also eine geeignete Kontrollgruppe darstellen.

Alternative Schätzungen

Für unsere Basisspezifikationen analysieren wir die Auswirkungen der Mindestlohnreformen auf die drei Gruppen in einer gemeinsamen Betrachtung für den gesamten Analysezeitraum. Allerdings ist anzunehmen, dass Lohnerhöhungen einer Behandlungsgruppe, die nach einer (weiteren) Mindestloohnerhöhung stattgefunden haben, eine Reaktion auf die zuletzt stattgefundenene Erhöhung darstellen. Beispielsweise könnten Effekte für Behandlungsgruppe 1, die sich erst 2017 oder später zeigen, sowohl nachgelagerte Effekte der Mindestlohneinführung sein als auch durch die erste Mindestloohnerhöhung 2017 hervorgerufen worden sein. Eine Alternative zu den bisher dargestellten Ergebnissen einer gemeinsamen Berechnung ist die separate Schätzung der Effekte der Mindestlohneinführung und der Erhöhungen in drei getrennten Modellen. Für jedes Modell beschränken wir die Analyse auf maximal zwei Jahre vor und nach der jeweiligen Maßnahme, um die Effekte der Einführung und Erhöhungen voneinander abgrenzen zu können. Für die Einführung betrachten wir die Jahre 2012 bis 2016, für die Erhöhung im Jahr 2017 den Zeitraum 2015 bis 2018 und für die Erhöhung im Jahr 2019 den Zeitraum 2017 bis 2019. Referenzjahr ist das Jahr vor der Mindestlohneinführung bzw. der jeweiligen Erhöhung. Für die Modelle unterteilen wir die Beobachtungen in Behandlungsgruppen und Kontrollgruppe basierend auf dem jeweiligen Mindestlohn: Behandlungsgruppe 1 (BG 1) umfasst Beschäftigte mit Stundenlöhnen von weniger als 8,50 Euro; BG 2 mit Stundenlöhnen von weniger als 8,84 Euro und BG 3 mit Stundenlöhnen von weniger als 9,19 Euro. Die Kontrollgruppe umfasst jeweils Beschäftigte, die mindestens den jeweils geltenden Mindestlohn und weniger als 10 Euro pro Stunde verdienen. Durch die Einteilung in nur jeweils zwei Gruppen und die Absenkung der unteren Grenze der Kontrollgruppe für Modell 1 ($\geq 8,50$ Euro) und Modell 2 ($\geq 8,84$ Euro) werden die Beobachtungszahlen in Behandlungs- und Kontrollgruppen größer im Vergleich zur gemeinsamen Betrachtung, was die Präzision der Schätzungen erhöhen kann. Da die Schätzungen jeweils weniger Jahre umfassen als die gemeinsame Schätzung der Basisspezifikation sinken die Beobachtungszahlen jedoch insgesamt, was die Präzision wiederum reduzieren kann. Die Ergebnisse werden in Tab. A 3.2 dargestellt und können als Kombination der Effekte für die Behandlungsgruppen 1 bis 3 in der Basisschätzung in den jeweiligen Jahren interpretiert werden. In der separaten Schätzung für die Mindestlohneinführung 2015, die die Jahre 2012 bis 2016 umfasst (Tab. A 3.2 a), ergibt sich wie bereits bei der gepoolten Schätzung ein negativer Placebo-Koeffizient für das Lohnwachstum 2012/2013. Dadurch muss der positive und statistisch signifikante DiDiD-Koeffizient für 2014/2015 mit Vorsicht interpretiert werden. Die DiDiD-Koeffizienten entsprechen in ihrer Größenordnung aber in etwa den gepoolten Ergebnissen aus der Basisspezifikation bzw. den Vorberichten (Bachmann et al. 2020b, Burauel et al. 2018). Für die separate Analyse der ersten Mindestloohnerhöhung 2017 (Tab. A 3.2 b) zeigen sich wie schon im gepoolten Ansatz keine statistisch

¹⁵ Auch die Ergebnisse der Kausalanalysen in Kapitel 6.2 zur Lohnungleichheit lassen sich als Evidenz zu *Spillover*-Effekten interpretieren. Unter Verwendung des regionalen DiD-Ansatzes und einer die gesamte Lohnverteilung umfassenden Stichprobe zeigen sich dort für Perzentile unterhalb des Medians positive, für höhere Perzentile negative Effekte.

signifikanten Lohneffekte. Der DiDiD-Koeffizient 2016/2017 ist nahe null und der DiDiD-Koeffizient 2017/2018 ist sogar negativ, aber statistisch insignifikant. Für die zweite Mindestlohnerhöhung 2019 finden wir positive, mit über 3 Prozentpunkten recht große Koeffizienten für den DiDiD-Koeffizient 2018/2019, die auf eine positive Lohnwirkung hindeuten. Die geschätzten Koeffizienten sind jedoch, wie schon beim gepoolten Ansatz für vertragliche Löhne, nicht statistisch signifikant.

Heterogenitätsanalysen

In diesem Abschnitt werden die Ergebnisse für vertragliche Stundenlöhne getrennt für verschiedene Subgruppen präsentiert. Hierbei folgen wir dem Vorbericht (Bachmann et al. 2020b) und unterscheiden zwischen verschiedenen Beschäftigungstypen, zwischen Männern und Frauen und zwischen West- und Ostdeutschland.

Tab. 3.12: Heterogenitätsanalysen nach Beschäftigungsart für vertragliche Stundenlöhne

	Basisspezifikation	Vollzeit	Teilzeit	Minijob
Konstante (KG: 9,19 bis unter 10 Euro)	14,61*** (1,65)	13,93*** (1,97)	16,21*** (4,81)	5,90 (5,52)
2012/2013	-0,07 (1,52)	-0,50 (2,04)	0,24 (4,25)	2,13 (5,70)
2014/2015	-0,10 (1,46)	0,89 (2,05)	-5,04 (4,57)	2,76 (6,35)
2015/2016	0,20 (1,48)	0,03 (2,07)	0,16 (4,31)	1,95 (6,15)
2016/2017	2,00 (1,40)	1,74 (2,06)	-0,14 (4,43)	4,92 (6,51)
2017/2018	3,41** (1,54)	4,83** (2,03)	-1,07 (4,36)	2,29 (6,34)
2018/2019	4,29*** (1,54)	4,19* (2,20)	5,50 (4,51)	4,61 (6,17)
BG 1: Unter 8,50 Euro	17,25*** (1,52)	16,70*** (1,79)	14,53*** (3,76)	22,10*** (4,70)
Placebo 2012/2013	-4,95** (2,12)	-4,69* (2,58)	-4,56 (5,29)	-7,26 (6,29)
DiDiD 2014/2015	2,59 (2,10)	0,01 (2,65)	5,23 (5,57)	3,53 (6,92)
DiDiD 2015/2016	2,38 (2,23)	3,22 (2,74)	4,35 (5,48)	-2,37 (6,82)
DiDiD 2016/2017	3,74 (2,40)	3,82 (2,89)	1,93 (5,73)	2,58 (7,23)
DiDiD 2017/2018	2,59 (2,39)	1,47 (2,84)	13,22** (5,64)	-0,67 (7,10)
DiDiD 2018/2019	6,36** (2,62)	10,86*** (3,13)	-3,27 (6,04)	4,29 (7,12)
BG 2: 8,50 bis unter 8,84 Euro	2,79 (2,19)	1,62 (2,79)	-1,77 (6,24)	10,92 (6,95)
Placebo 2012/2013	-0,50 (3,02)	2,15 (4,03)	-3,87 (9,26)	-6,10 (14,36)

Placebo 2014/2015	-1,58 (2,91)	1,49 (4,05)	-0,18 (9,71)	-12,46 (9,79)
Placebo 2015/2016	2,48 (2,86)	5,68 (3,86)	6,57 (8,76)	-6,81 (9,26)
DiDiD 2016/2017	1,45 (2,80)	2,34 (4,10)	11,11 (9,06)	-5,77 (9,63)
DiDiD 2017/2018	-0,37 (2,99)	1,94 (4,15)	3,87 (8,63)	-4,66 (9,45)
DiDiD 2018/2019	3,48 (3,45)	5,30 (4,68)	13,22 (9,30)	-6,53 (9,47)
BG 3: 8,84 bis unter 9,19 Euro	6,04*** (2,24)	5,80* (3,31)	12,60 (8,36)	-6,43 (12,78)
Placebo 2012/2013	-5,31 (3,47)	-7,48 (4,97)	-7,66 (11,20)	17,27 (20,71)
Placebo 2014/2015	-2,56 (3,39)	-3,06 (4,95)	-5,77 (11,32)	7,23 (17,22)
Placebo 2015/2016	-3,42 (3,06)	-2,46 (4,96)	-16,96 (10,82)	16,45 (16,57)
Placebo 2016/2017	-5,28 (3,43)	-3,79 (5,32)	-12,16 (10,86)	1,51 (22,88)
Placebo 2017/2018	-2,21 (3,09)	-3,90 (4,84)	1,47 (10,51)	5,58 (16,39)
DiDiD 2018/2019	-1,17 (3,39)	0,80 (5,15)	-13,16 (10,83)	13,31 (17,15)
Kontrollvariablen	ja	ja	ja	ja
Adj. R ²	0,15	0,21	0,11	0,13
Beobachtungen	8.763	4.954	1.716	2.093

Quelle: SOEP.v36eu. – Anmerkungen: OLS-Regressionsergebnisse für den individuellen DiDiD-Ansatz entsprechend Beschreibung in Kapitel 2.5. Die abhängige Variable ist die Differenz der logarithmierten vertraglichen Stundenlöhne zwischen zwei Jahren. Basisspezifikation entspricht Spalte 3 in Tab. 3.8. Weitere Spezifikationen für die in den Spaltentiteln beschriebenen Gruppen. Alle Koeffizienten sind in Prozent ausgewiesen. Robuste Standardfehler in Klammern, auf Personenebene geclustert mit * $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$. Es werden keine Hochrechnungsfaktoren verwendet. Die verwendeten Kontrollvariablen umfassen soziodemografische und Beschäftigungscharakteristika sowie Variablen zum Stellen- und Berufswechsel. Die Referenzgruppe in Spalte 3 ist männlich, verheiratet, hat keine Kinder unter 16 Jahren im Haushalt, arbeitet unbefristet in einem technischen oder gleichrangigen nichttechnischen Beruf und in einer mittelgroßen Firma, hat ein mittleres Bildungsniveau, die deutsche Staatsangehörigkeit, wohnt in Westdeutschland und berichtet keinen Arbeitsplatz- und Berufswechsel. Die übrigen Kategorien der Kontrollvariablen sind in Tab. A 2.2 und Tab. A 2.3 ausgewiesen. Basierend auf der Längsschnittstichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3. Kontroll- sowie Behandlungsgruppen (KG, BG) werden entsprechend Kapitel 2.5 eingeteilt.

Die Ergebnisse nach Beschäftigungsart sind in Tab. 3.12 dargestellt. Es wird zwischen Vollzeit, Teilzeit und Beschäftigten in Minijobs unterschieden. Etwas mehr als die Hälfte der Beobachtungen sind den Vollzeitbeschäftigten zuzuordnen, ein Viertel der Beobachtungen sind Beschäftigte in Minijobs und ein Fünftel sind Beschäftigte in Teilzeit. Wie schon in der Hauptanalyse, ist der Placebo-Koeffizient 2012/2013 für Behandlungsgruppe 1 negativ und statistisch signifikant für Vollzeitbeschäftigte. Für Teilzeit hat der Placebo-Koeffizient die gleiche Größenordnung und für Minijobs ist er sogar etwas größer, jedoch für beide Teilgruppen statistisch insignifikant, was auf kleinere Beobachtungszahlen zurückzuführen ist. Daher gehen wir beim Vergleich insbesondere auf die Größenordnung der Koeffizienten ein. Im Vergleich zur Basisspezifikation fallen die Koeffizienten für Vollzeitbeschäftigte in Behandlungsgruppe 1 für die Mindestlohneinführung kleiner

und für die zweite Mindestlohnerhöhung deutlich größer aus. Für Beschäftigte in Teilzeit ergeben sich im Vergleich zum Gesamtsample größere DiDiD-Koeffizienten für die Mindestlohneinführung und die erste Erhöhung. Für Minijobs sind die Koeffizienten positiv in den Jahren der Mindestlohneinführung und -erhöhungen und negativ in den Jahren zwischen den Maßnahmen. Das könnte ein Hinweis auf positive Lohneffekte für Beschäftigte in Minijobs in den Reformjahren relativ zur Kontrollgruppe sein. Die negativen Koeffizienten in den Zwischenjahren deuten jedoch darauf hin, dass die tendenziell positiven Auswirkungen durch ein schwächeres Lohnwachstum in den Jahren zwischen den Reformen abgemindert werden. Für Behandlungsgruppe 2 und Behandlungsgruppe 3 zeigt die Heterogenitätsanalyse keine signifikanten Lohneffekte.

Tab. 3.13: Heterogenitätsanalysen nach Geschlecht bzw. Region (West/Ost) für vertragliche Stundenlöhne

	Basisspezifikation	Männer	Frauen	West	Ost
Konstante (KG: 9,19 bis unter 10 Euro)	14,61***	11,29***	12,05***	16,04***	6,91***
	(1,65)	(3,22)	(2,03)	(2,34)	(2,47)
2012/2013	-0,07	1,32	-0,57	-1,06	1,92
	(1,52)	(3,16)	(2,26)	(2,38)	(2,74)
2014/2015	-0,10	1,14	-0,28	0,29	-0,99
	(1,46)	(3,21)	(2,36)	(2,50)	(2,78)
2015/2016	0,20	2,77	-0,63	-0,20	1,10
	(1,48)	(3,12)	(2,35)	(2,44)	(2,83)
2016/2017	2,00	2,86	1,86	1,87	2,10
	(1,40)	(3,28)	(2,34)	(2,51)	(2,77)
2017/2018	3,41**	4,64	3,18	2,11	4,89*
	(1,54)	(3,21)	(2,30)	(2,48)	(2,72)
2018/2019	4,29***	2,86	5,92**	3,91	4,42
	(1,54)	(3,28)	(2,47)	(2,56)	(2,97)
BG 1: Unter 8,50 Euro	17,25***	20,28***	16,32***	19,25***	12,60***
	(1,52)	(2,70)	(1,94)	(2,02)	(2,38)
Placebo 2012/2013	-4,95**	-10,20**	-3,26	-4,20	-5,91*
	(2,12)	(4,04)	(2,70)	(2,95)	(3,25)
DiDiD 2014/2015	2,59	-3,93	4,37	0,99	6,02*
	(2,10)	(4,14)	(2,81)	(3,05)	(3,36)
DiDiD 2015/2016	2,38	1,30	2,76	2,46	1,59
	(2,23)	(4,15)	(2,87)	(3,05)	(3,51)
DiDiD 2016/2017	3,74	8,48*	2,07	4,22	2,28
	(2,40)	(4,46)	(2,95)	(3,22)	(3,59)
DiDiD 2017/2018	2,59	5,11	1,22	3,18	2,06
	(2,39)	(4,30)	(2,93)	(3,15)	(3,66)
DiDiD 2018/2019	6,36**	17,32***	0,57	4,45	10,82***
	(2,62)	(4,54)	(3,21)	(3,35)	(4,08)
BG 2: 8,50 bis unter 8,84 Euro	2,79	4,21	2,27	4,87	-0,88
	(2,19)	(3,96)	(3,19)	(3,19)	(3,81)
Placebo 2012/2013	-0,50	0,74	-1,27	-0,68	0,26
	(3,02)	(5,99)	(4,79)	(5,07)	(5,25)
Placebo 2014/2015	-1,58	-1,49	-2,00	-5,23	5,28

	Basisspezifikation	Männer	Frauen	West	Ost
	(2,91)	(6,01)	(4,53)	(4,70)	(5,40)
Placebo 2015/2016	2,48	1,89	2,60	-0,64	6,54
	(2,86)	(5,52)	(4,33)	(4,52)	(4,95)
DiDiD 2016/2017	1,45	-2,12	3,25	-0,22	3,52
	(2,80)	(5,98)	(4,46)	(4,73)	(5,16)
DiDiD 2017/2018	-0,37	3,73	-1,83	-0,70	0,00
	(2,99)	(6,00)	(4,39)	(4,59)	(5,29)
DiDiD 2018/2019	3,48	8,09	0,86	1,89	7,90
	(3,45)	(6,69)	(4,68)	(4,88)	(5,87)
BG 3: 8,84 bis unter 9,19 Euro	6,04***	12,10**	3,83	5,62	6,61
	(2,24)	(5,31)	(4,02)	(4,39)	(4,38)
Placebo 2012/2013	-5,31	-17,45**	0,20	-3,23	-9,14
	(3,47)	(7,89)	(5,86)	(6,38)	(6,51)
Placebo 2014/2015	-2,56	-11,23	1,09	-2,96	-1,59
	(3,39)	(7,97)	(5,73)	(6,23)	(6,60)
Placebo 2015/2016	-3,42	-11,23	-0,41	-1,82	-6,97
	(3,06)	(8,19)	(5,55)	(6,16)	(6,39)
Placebo 2016/2017	-5,28	-16,81**	0,07	-5,64	-5,64
	(3,43)	(8,43)	(6,00)	(6,72)	(6,60)
Placebo 2017/2018	-2,21	-3,29	-1,23	0,96	-8,14
	(3,09)	(7,59)	(5,49)	(6,13)	(6,01)
DiDiD 2018/2019	-1,17	-2,81	-1,42	0,72	-4,53
	(3,39)	(7,63)	(5,95)	(6,69)	(6,13)
Kontrollvariablen	ja	ja	ja	ja	ja
Adj. R ²	0,15	0,21	0,13	0,15	0,14
Beobachtungen	8.763	2.642	6.121	5.764	2.999

Quelle: SOEP.v36eu. – Anmerkungen: OLS-Regressionsergebnisse für den individuellen DiDiD-Ansatz entsprechend Beschreibung in Kapitel 2.5 Die abhängige Variable ist die Differenz der logarithmierten vertraglichen Stundenlöhne zwischen zwei Jahren. Basisspezifikation entspricht Spalte 3 in Tab. 3.8. Weitere Spezifikationen für die in den Spaltenüberschriften beschriebenen Gruppen. Alle Koeffizienten sind in Prozent ausgewiesen. Robuste Standardfehler in Klammern, auf Personenebene geclustert mit * $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$. Es werden keine Hochrechnungsfaktoren verwendet. Die Referenzgruppe in Spalte 3 ist verheiratet, hat keine Kinder unter 16 Jahren im Haushalt, arbeitet unbefristet in Vollzeit in einem technischen oder gleichrangigen nichttechnischen Beruf und in einer mittelgroßen Firma, hat ein mittleres Bildungsniveau, die deutsche Staatsangehörigkeit und berichtet keinen Arbeitsplatz- und Berufswechsel. Sie wohnt in Westdeutschland (Spalten 1 und 2) bzw. ist männlich (Spalten 3 und 4). Die übrigen Kategorien der Kontrollvariablen sind in Tab. A 2.2 und Tab. A 2.3 ausgewiesen. Basierend auf der Längsschnittstichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3. Kontroll- sowie Behandlungsgruppen (KG, BG) werden entsprechend Kapitel 2.5 eingeteilt.

Tab. 3.13 stellt die Ergebnisse nach Geschlecht und für Ost- und Westdeutschland dar. Der Vergleich der Beobachtungszahlen von Männern und Frauen zeigt, dass Frauen viel stärker vom Mindestlohn betroffen sind. Betrachten wir Beschäftigte mit einem vertraglichen Stundenlohn unter 10 Euro, so sind zwei Drittel Frauen und nur ein Drittel Männer. Auffällig bei den Männern sind die großen, statistisch signifikanten Placebo-Effekte für das Lohnwachstum 2012/2013 für Behandlungsgruppe 1, aber auch für das Lohnwachstum 2012/2013 und 2016/2017 für Behandlungsgruppe 3, die die kausale Interpretation der DiDiD-Koeffizienten als Mindestlohneffekte limitieren. Für Frauen sind die geschätzten Placebo-Koeffizienten hingegen statistisch insignifikant. Im Vergleich ist für Behandlungsgruppe 1 der DiDiD-Koeffizient 2014/2015, der den Effekt

der Mindestlohneinführung misst, für Frauen mit 4,4 Prozentpunkten deutlich größer als für Männer. Für Männer ist der DiDiD-Koeffizient 2014/2015 sogar negativ. Nach 2017 sind die DiDiD-Koeffizienten für Männer jedoch positiv und deutlich größer als für Frauen. Das Ergebnis ist nicht kausal, deutet aber darauf hin, dass sich die Mindestlohneinführung positiver auf die Löhne von Frauen in der Behandlungsgruppe 1 ausgewirkt hat, während die Männer eher von den Mindestlohnerhöhungen profitiert haben. Für Behandlungsgruppe 2 finden wir keine statistisch signifikanten Effekte, jedoch ist insbesondere der DiDiD-Koeffizient für 2018/2019, der den Effekt der zweiten Mindestlohnerhöhung misst, deutlich größer für Männer als für Frauen. Für Behandlungsgruppe 3 finden wir keine Lohneffekte für Männer und Frauen.

Die Ergebnisse für den Vergleich von Ost- mit Westdeutschland sind in den Spalten 4 und 5 von Tab. 3.13 dargestellt. Wie in der Hauptspezifikation ist der Placebo-Koeffizient 2012/2013 für Ostdeutschland negativ und statistisch signifikant. Für Westdeutschland ist der Koeffizient nicht signifikant, aber die Größenordnung entspricht den Koeffizienten der Hauptspezifikation. Demzufolge liegt auch hier der Fokus auf dem Vergleich der Koeffizienten. Für Behandlungsgruppe 1 zeigen sich, gemessen an der Größe der Koeffizienten, Auswirkungen der Mindestlohneinführung (in Höhe von 6 Prozentpunkten) und der zweiten Mindestlohnerhöhung (in Höhe von 10,9 Prozentpunkten) insbesondere für Ostdeutschland. Die DiDiD-Koeffizienten für 2016/2017 und 2017/2018, die die Auswirkungen der ersten Mindestlohnerhöhung messen, sind dagegen etwas größer in West- als in Ostdeutschland. Auch für die Behandlungsgruppe 2 deutet die Größe der DiDiD-Koeffizienten für 2016/2017 und 2018/2019 darauf hin, dass sich die Mindestlohnerhöhungen besonders positiv für Beschäftigte im Osten ausgewirkt haben. Für Behandlungsgruppe 3 sehen wir keinen Effekt der zweiten Erhöhung auf das Lohnwachstum von 2018/2019 für Beschäftigte in Westdeutschland und der Koeffizient für Beschäftigte in Ostdeutschland ist sogar negativ.

Tab. A 3.3 zeigt die Ergebnisse, wenn der individuelle DiDiD-Ansatz mit der regionalen Eingriffsintensität geschätzt wird. Die Koeffizienten in den Jahren der Mindestlohneinführung und der -erhöhungen sind positiv, jedoch nicht statistisch signifikant. Das deutet darauf hin, dass das Lohnwachstum in den Regionen höher ist, die stärker vom Mindestlohn betroffen sind.

4 Monatslöhne

4.1 Einleitung und Literatur

In diesem Kapitel wird der Monatslohn über die Jahre 2014 bis 2019 auf Grundlage von SOEP und VSE/VE dargestellt. Dieser Zeitraum beinhaltet das Jahr vor der Mindestlohneinführung und die folgenden 5 Jahre, die die Einführung und Erhöhungen des Mindestlohns umfassen. Durch die Untersuchung des Monatslohns können Rückschlüsse auf die Auswirkungen des Mindestlohns auf das Arbeitseinkommen von Beschäftigten gezogen werden. Ein gesetzlicher Mindestlohn impliziert selbst bei Erhöhung des Stundenlohns nicht notwendigerweise eine Zunahme des Monatslohns, wenn sich gleichzeitig die Arbeitszeit verringert. Das kann aus Sicht der Betriebe sinnvoll sein, um die durch den Mindestlohn gestiegenen Lohnkosten zu senken. Es kann auch im Interesse von Arbeitnehmerinnen und Arbeitnehmern sein, die einer geringfügigen Beschäftigung nachgehen, um die monatliche Verdienstgrenze nicht zu überschreiten. Anpassungen in den Arbeitszeiten werden in Kapitel 7 untersucht.

In der Studie von Burauel et al. (2018) werden neben den Effekten auf die Stundenlöhne auch die Auswirkungen der Mindestlohneinführung auf die Monatslöhne untersucht. Sie können jedoch nicht zeigen, dass sich der positive Lohneffekt auf die Stundenlöhne auch auf die Monatslöhne übertragen hat, wenn sie nur den Zeitraum bis 2015 betrachten. Hier sehen sie auch keine Unterschiede zwischen verschiedenen Subgruppen. Wenn sie den Analysezeitraum bis 2016 erweitern und den Effekt von 2014 auf 2016 schätzen, können sie jedoch leichte positive Effekte auf den Monatslohn in Höhe von 6,6 Prozent messen. In der Nachfolgestudie von Bachmann et al. (2020b) werden für die Analyse der Auswirkungen auf die Monatslöhne Ein-Jahres-Übergänge betrachtet. Die Studie kann keine signifikant positiven Effekte der Mindestlohneinführung und -erhöhung auf die Monatslöhne feststellen. Dies führen sie auf eine Reduktion der Arbeitszeit im betrachteten Zeitraum zurück.

Ein umfassender Überblick zur bestehenden Literatur zu den Auswirkungen der Mindestlohnreformen auf die Löhne wird in Kapitel 3.1 dargestellt.

Operationalisierung der Zielgröße

In unseren Analysen des Monatslohns verwenden wir ein zwischen SOEP und VSE/VE harmonisiertes Maß. Es beinhaltet das übliche Monatseinkommen zuzüglich Überstundenentgelte. Im SOEP entstammt der Monatslohn einer Auskunft der Arbeitnehmerinnen und Arbeitnehmer zum Lohn im Vormonat. In der VSE/VE wird der Monatslohn für den Berichtsmonat April in der Lohnbuchhaltung eines einzelnen Betriebs erfasst.

4.2 Monatslöhne: Deskriptive Evidenz

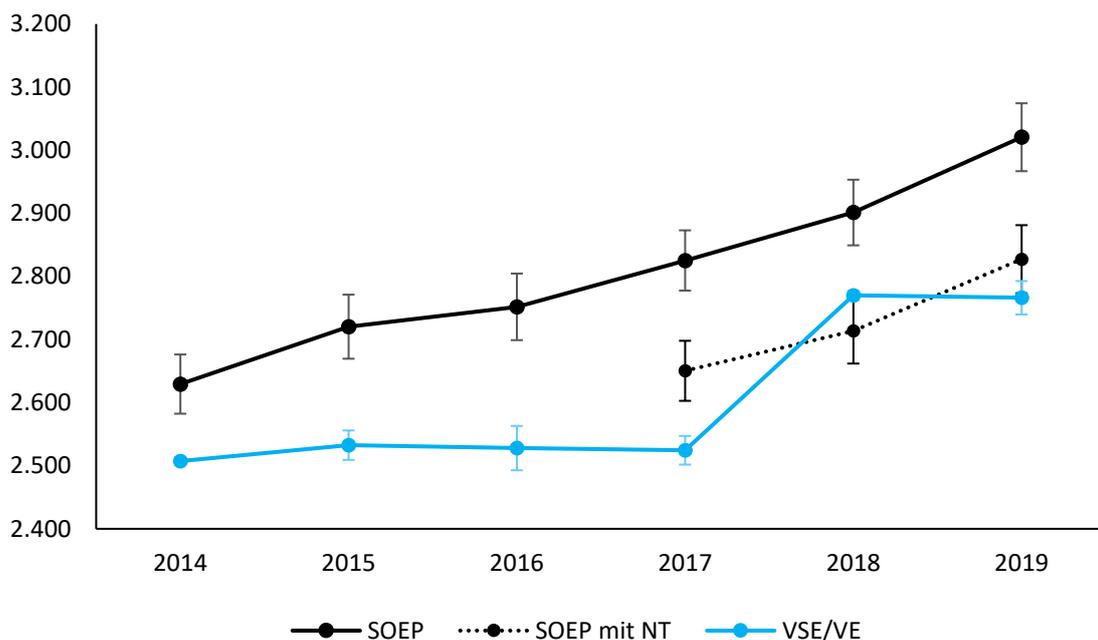
Mittelwertanalyse

Die Untersuchung des Monatslohns beginnt entsprechend der Darstellung für Stundenlöhne mit der Darstellung des durchschnittlichen Lohns für den Zeitraum 2014 bis 2019.

Die Entwicklungen der mittleren Monatslöhne in SOEP und VSE/VE offenbaren deutliche Unterschiede zwischen den Datensätzen. Abb. 4.1 zeigt, dass die Monatslöhne im SOEP über den gesamten Untersuchungszeitraum signifikant höher sind als in der VSE/VE. Die 95-Prozent-Konfidenzbänder überschneiden sich in keinem Jahr. Im SOEP stieg der Monatslohn über den Zeitraum von durchschnittlich 2.629 Euro auf 3.021 Euro. Das entspricht einer Differenz von

391 Euro und einer nominalen Lohnsteigerung von 14,9 Prozent. Der Monatslohn im SOEP stieg überdurchschnittlich in den Jahren der Mindestlohneinführung (2015) und der zweiten -erhöhung (2019). Dieses Ergebnis könnte als ein erster Hinweis auf Auswirkungen des Mindestlohns auf den Monatslohn interpretiert werden. Für das Jahr der ersten Mindestlohnerhöhung (2017) können wir jedoch kein stärkeres Wachstum beobachten. Werden Nebentätigkeiten als separate Beobachtungen berücksichtigt, liegen die durchschnittlichen Monatslöhne pro Tätigkeit etwas niedriger, da Nebentätigkeiten in geringeren zeitlichen Umfang durchgeführt werden.

Abb. 4.1: Durchschnitte der Monatslöhne nach Jahren
in Euro (y-Achse) pro Jahr (x-Achse)



Quellen: SOEP.v36eu, VSE 2014 und 2018, VE 2015 bis 2017 sowie 2019. – Anmerkungen: Obere und untere Grenzen beziehen sich auf das 95-Prozent-Konfidenzintervall. Gewichtete Ergebnisse. Basierend auf der Querschnittsstichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3. NT – Nebentätigkeiten.

In der VSE/VE fiel das Lohnwachstum mit 10,3 Prozent schwächer aus als im SOEP (im Haupterwerb). Für die Jahre 2014 bis 2017 kann hingegen keine Steigerung der Monatslöhne in der VE beobachtet werden; die Änderung über diesen Zeitraum ist sogar leicht negativ. 2018 stieg der Lohn dann um 9,7 Prozent an und näherte sich wieder dem Wert im SOEP an. Unter Berücksichtigung des Nebenerwerbs übersteigt der Durchschnittslohn der VSE 2018 sogar den Wert im SOEP. 2019 sank der mittlere Lohn für die VE jedoch wieder leicht. Die signifikanten Unterschiede in den Wachstumsraten und die Annäherung der Löhne in der VSE 2018 an die Löhne im SOEP zeigt auf, dass die Ergebnisse der VE (2015 bis 2017 sowie 2019) mit Vorsicht zu interpretieren sind. Im Vergleich zur Entwicklung der Monatslöhne im SOEP ist unwahrscheinlich, dass Anpassungen der Löhne auf Einführung und Erhöhungen des Mindestlohns erst 2018 stattgefunden haben. Dies deutet darauf hin, dass die Selektivität der freiwilligen VE in Bezug auf die Monatslöhne bedeutend ist und dass die verwendeten Hochrechnungsfaktoren diese Selektivität nicht vollständig ausgleichen.

Tab. 4.1: Durchschnitte und Standardabweichungen der Monatslöhne nach Jahren und Lohngruppen in Euro

		2014	2015	2016	2017	2018	2019	2017 inkl. NT	2018 inkl. NT	2019 inkl. NT
SOEP										
	<=ML	756,38 (447,19)	749,86 (448,22)	725,18 (443,66)	821,33 (493,49)	745,65 (464,05)	896,75 (509,12)	668,01 (502,73)	602,96 (470,60)	702,62 (535,03)
	>ML	2.878,84 (1.633,26)	2.923,17 (1.681,51)	2.927,01 (1.800,57)	3.019,36 (1.725,72)	3.074,88 (1.802,97)	3.198,07 (1.771,67)	2.898,67 (1.775,76)	2.933,28 (1.874,50)	3.063,65 (1.854,05)
Beobachtungen	<=ML	1,604	1,246	1,005	1,298	1,209	1,185	1,686	1,556	1,556
	>ML	10,711	10,673	10,088	11,503	11,442	10,871	12,071	12,051	11,473
VSE/VE										
	<=ML	639,03 (495,57)	677,57 (530,35)	652,65 (506,27)	715,43 (539,11)	702,26 (535,07)	709,08 (557,06)			
	>ML	2765,63 (2090,59)	2697,51 (2042,44)	2668,70 (2041,74)	2642,98 (1833,04)	2853,59 (2306,82)	2877,20 (2109,01)			
Beobachtungen	<=ML	120,344	7,889	8,486	7,229	36,371	4,968			
	>ML	861,203	85,321	84,288	93,698	935,726	90,251			

Quellen: SOEP.v36eu, VSE 2014 und 2018, VE 2015 bis 2017 sowie 2019. – Anmerkungen: Das untere Lohnsegment umfasst Beobachtungen bis zu einem Stundenlohn von 5 Cent oberhalb des jeweils geltenden Mindestlohns (<=/> ML). Für 2014 wird der Mindestlohn von 8,50 Euro angewendet. Im SOEP erfolgt die Einteilung in das untere/obere Lohnsegment auf Basis der vertraglichen Stundenlöhne. Standardabweichungen in Klammern ausgewiesen. Gewichtete Ergebnisse. Basierend auf der Querschnittsstichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3. NT – Nebentätigkeiten.

Eine differenzierte Darstellung des Monatslohns für Beschäftigte im unteren und oberen Lohnsegment ist in Tab. 4.1 enthalten. Die Einteilung entspricht der in Tab. 3.2. Das untere Lohnsegment umfasst Beschäftigte, die im jeweils betrachteten Jahr vertragliche Stundenlöhne bis maximal 5 Cent über dem jeweils geltenden Mindestlohn bezogen haben. Das obere Lohnsegment umfasst dementsprechend Beschäftigte, die einen vertraglichen Stundenlohn verdienen, der mindestens 5 Cent über dem jeweils geltenden Mindestlohn lag. Im Jahr 2014 wenden wir, wie bereits bei den Stundenlöhnen, für die Vergleichbarkeit mit den Folgejahren eine Grenze von 8,50 Euro zzgl. 5 Cent an. Damit können wir Monatslohnentwicklungen im niedrigen und höheren Stundenlohnbereich betrachten.

Im SOEP lag der Monatslohn für Beschäftigte mit einem Stundenlohn unterhalb von 8,50 Euro (zzgl. 5 Cent) im Jahr 2014 bei 756 Euro und sank auf 725 Euro im Jahr 2016. Dies entspricht nicht der Entwicklung der Stundenlöhne, die über denselben Zeitraum leicht anstiegen. Eine mögliche Erklärung könnte eine Anpassung der Arbeitszeiten bieten, die in Kapitel 7 näher betrachtet werden. Die Mindestlohnerhöhung im Jahr 2017 führte zu einer Mindestlohnhöhe von 8,84 Euro bis Ende 2018. Während der durchschnittliche Monatslohn bei Beschäftigten mit Stundenlöhnen unterhalb des Mindestlohns von 2016 auf 2017 stark anstieg, sank der Monatslohn von 2017 auf 2018 von 821 Euro auf 746 Euro wieder deutlich. Der Anteil der Beobachtungen unter Mindestlohn nahm zwischen 2017 und 2018 jedoch auch deutlich ab. Für 2019 und die zweite Erhöhung des Mindestlohns auf 9,19 Euro stieg der durchschnittliche Monatslohn bei Beschäftigten, die berechnete Stundenlöhne unterhalb des Mindestlohns erhalten, wieder deutlich auf 897 Euro an. Der deutliche Anstieg des Monatslohns im Niedriglohnbereich für die Jahre 2017 und 2019 deutet auf Mindestlohn-Effekte hin. Für 2015, das Jahr der Einführung des Mindestlohns, kann dieser Effekt im unteren Lohnsegment jedoch nicht beobachtet werden. Für Beschäftigte im höheren Stundenlohnbereich stieg der durchschnittliche Monatslohn über den Zeitraum 2014 bis 2019 konstant an. Die Monatslöhne wuchsen um 11,1 Prozent von 2.879 Euro auf 3.198 Euro.

Dabei fiel das Wachstum in den Jahren der Mindestlohneinführung und -erhöhungen, 2015, 2017 und 2019, stärker aus.

In der VSE/VE lag der durchschnittliche Monatslohn deutlich unterhalb des Monatslohns im Haupterwerb im SOEP, wie schon in Abb. 4.1 dargestellt. Betrachtet man die Lohnentwicklung in der VSE/VE über die Zeit und getrennt nach Beschäftigten mit Stundenlöhnen unterhalb bzw. oberhalb des jeweils geltenden Mindestlohns, so war das Lohnwachstum im unteren Segment stärker als im oberen Segment. Der durchschnittliche Monatslohn im unteren Segment wuchs zwischen 2014 und 2019 um 11 Prozent (von 639 Euro auf 709 Euro). Für die Jahre 2015 bis 2017 sank der mittlere Lohn im oberen Lohnsegment sogar um 4,4 Prozent (von 2.766 Euro auf 2.669 Euro). 2018 stieg der Lohn dann jedoch um 8 Prozent auf 2.854 Euro an. Über die Jahre ergibt sich damit für das obere Lohnsegment ein Wachstum von 4 Prozent.

Verteilungsanalyse

Im Folgenden werten wir Veränderungen im Monatslohn des SOEP und der VSE/VE entlang der gesamten Monatslohnverteilung für das Jahr vor der Mindestlohneinführung und für die Jahre der Mindestlohneinführung und -erhöhungen aus. Dies ermöglicht eine vertiefte Analyse der unterschiedlichen Monatslohnentwicklungen im Zeitverlauf im SOEP und in der VSE/VE.

In Abb. 4.2 wird die Monatslohnverteilung beider Datensätze bis zu einem Monatslohn von 5.000 Euro dargestellt. Für das SOEP werden die Jahre 2014, 2015, 2017 und 2019 betrachtet und für die VSE/VE die Jahre 2014, 2015, 2017 und 2018. Die schwarze Linie bezieht sich auf die Monatslöhne im Haupterwerb und die blaue Linie bezieht sich allein auf die Löhne im Nebenerwerb. Die Verteilungen geben die relative Häufigkeit über die Lohnklassen, die in 100-Euro-Schritten definiert sind, an.

Im SOEP (Abb. 4.2 a) ist über alle Jahre hinweg eine ausgeprägte Häufung zwischen 400 Euro und 500 Euro zu erkennen, die durch die Geringfügigkeitsgrenze von 450 Euro erklärt werden kann.¹⁶ Diese Häufung ist für die Löhne im Nebenerwerb noch ausgeprägter. Im unteren Lohnbereich ergibt sich für den Nebenerwerb eine weitere Häufung zwischen 100 Euro und 200 Euro. Für den Haupterwerb ist der Anteil von Löhnen zwischen 2.500 Euro und von 2.800 Euro zudem besonders hoch. Dies entspricht in etwa dem mittleren Monatslohn in Abb. 4.1. Der ebendort beschriebene Anstieg der Monatslöhne für den Haupt- und Nebenerwerb über die Zeit ist in Abb. 4.2 a), abgesehen von den Extrempunkten, durch eine leichte Verlagerung der gesamten Lohnverteilung in Richtung höherer Löhne, also nach rechts, zu erkennen.

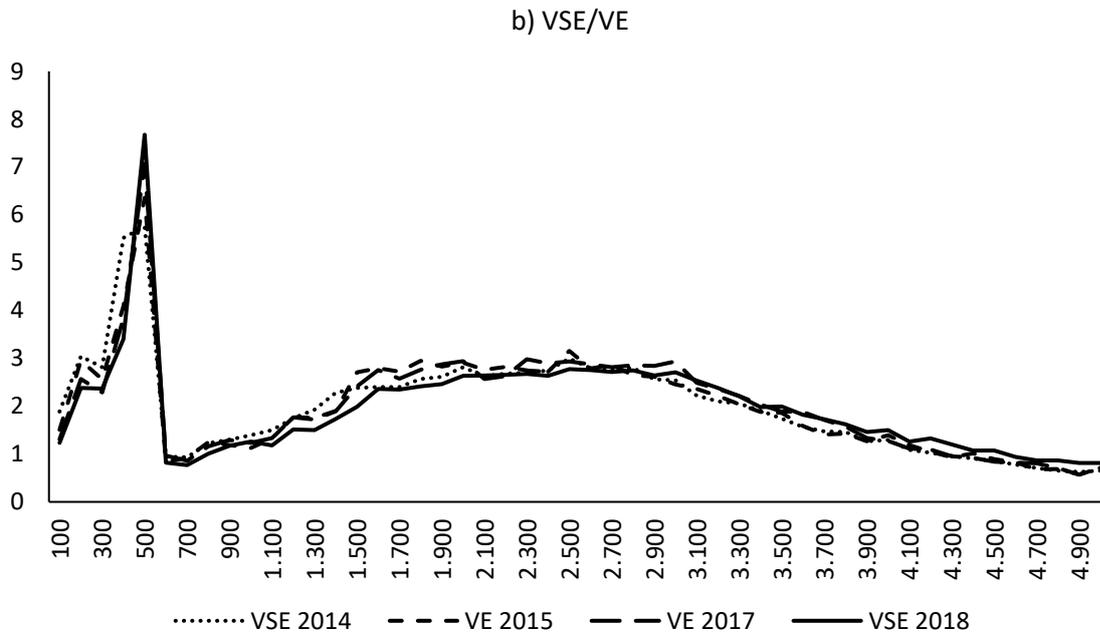
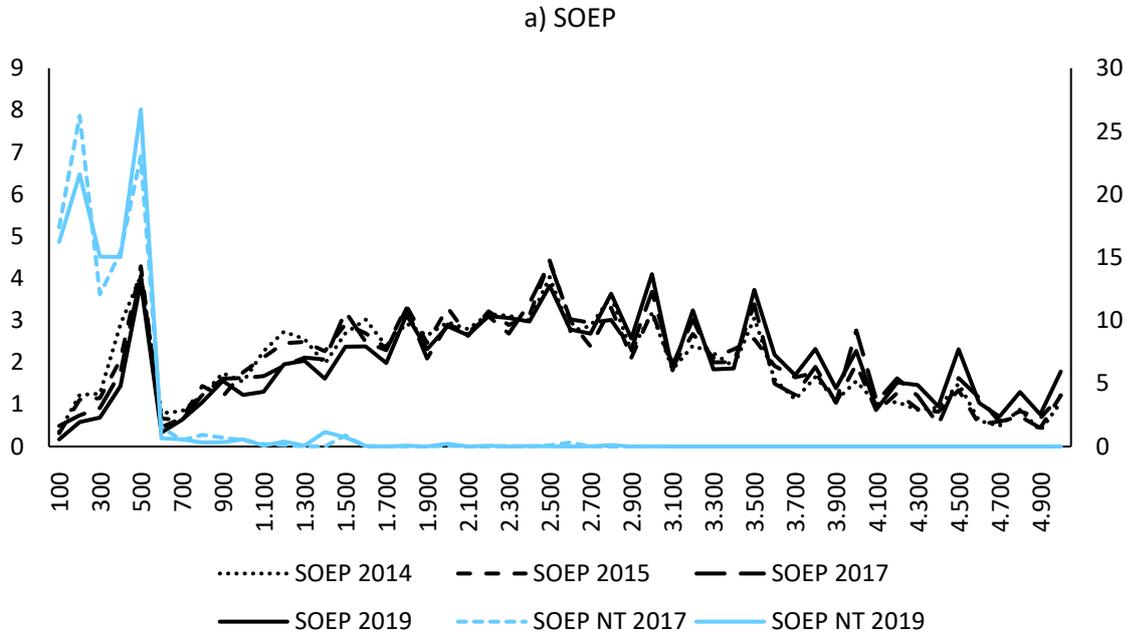
Betrachtet man den Haupterwerb, so ist die Ballung an der Geringfügigkeitsgrenze im Monatslohn der VSE/VE (Abb. 4.2 b) ausgeprägter als im SOEP. Dies liegt an der höheren Anzahl geringfügig Beschäftigter in der VSE/VE (siehe Tab. 2.2). Zudem verschiebt sich die Häufung bei 400 Euro im Jahr 2014 auf 500 Euro in den Folgejahren. Das ist ein Indiz dafür, dass der Mindestlohn zur Lohnerhöhung für Beschäftigte im unteren Lohnsegment geführt hat, die nun näher an der Geringfügigkeitsschwelle arbeiten. Mit der Mindestlohneinführung im Jahr 2015 kommt es zu einem Anstieg der relativen Häufigkeit von Monatslöhnen zwischen 1.600 Euro und 3.200 Euro. Dies entspricht im Mittel in etwa dem durchschnittlichen Monatslohn von 2.593 Euro. Die Verteilung für die VSE 2018 verläuft in diesem Bereich unterhalb der Verteilung

¹⁶ Zur vereinfachten Darstellung wurde die Verteilung der Monatslöhne in 100-Euro-Kategorien eingeteilt, weswegen Personen mit einem Monatsverdienst von 450 Euro in der Kategorie 400 bis 500 Euro zu finden sind.

gen der Vorjahre; bei einem Monatslohn von 2.900 Euro schneidet sie die vorherigen Verteilungen und verläuft anschließend oberhalb. Das deutet auf eine Erhöhung der Löhne über die gesamte Lohnverteilung hin.

Abb. 4.2: Verteilung der Monatslöhne nach Jahren

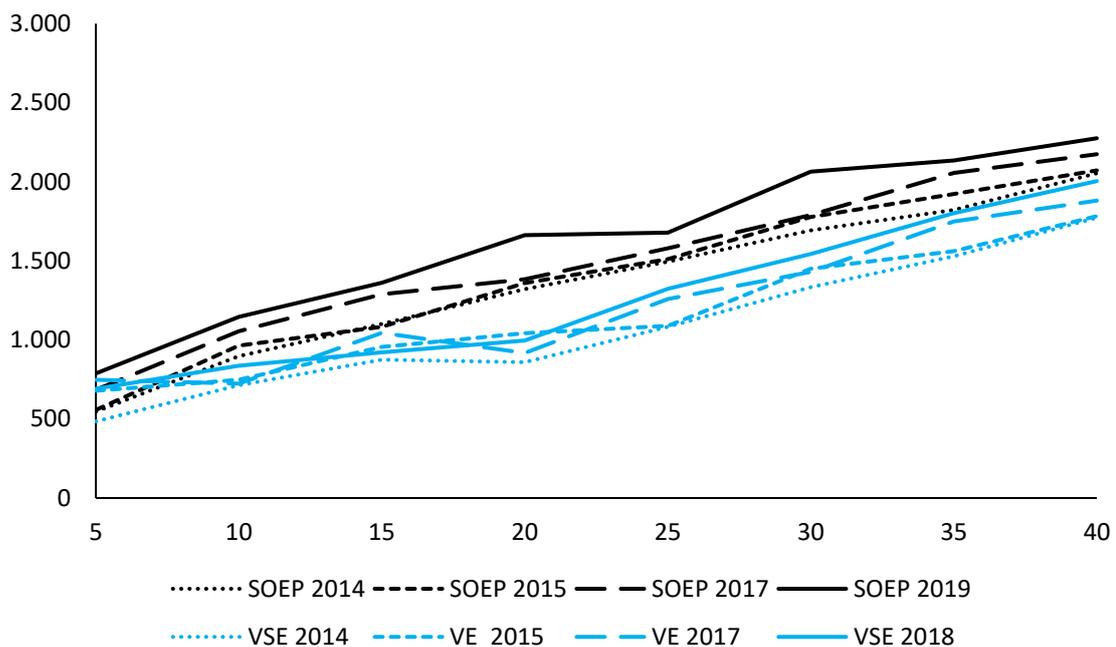
in % (y-Achse: Haupttätigkeiten links, Nebentätigkeiten rechts) pro Monatslohnklasse (x-Achse)



Quellen: SOEP.v36eu, VSE 2014 und 2018, VE 2015 und 2017. – Anmerkungen: Monatslöhne in 100-Euro-Klassen von 0 bis 5.000 Euro gruppiert. Gewichtete Ergebnisse. Basierend auf der Querschnittsstichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3. Für das SOEP werden die Haupttätigkeiten auf der Primärachse und die Nebentätigkeiten (NT) auf der Sekundärachse abgebildet.

Die nächste Analyse konzentriert sich auf Monatslöhne im niedrigeren Stundenlohnbereich für die Jahre 2014, 2015, 2017 und 2019. Wie zuvor wird für die VSE/VE das Jahr 2018 und nicht das Jahr 2019 betrachtet. Hierzu stellen wir durchschnittliche Monatslöhne anhand von Pen's Paraden für die ersten 40 Perzentile der Stundenlohnverteilung dar.¹⁷ Ziel ist es, zu untersuchen, ob direkt vom Mindestlohn betroffene Stundenlohnbereiche, die sich unter oder knapp über dem geltenden Mindestlohn befinden, andere Monatslohnentwicklungen aufweisen als etwas höhere Stundenlohnbereiche.

Abb. 4.3: Pen's Paraden der Monatslöhne nach Jahren pro Stundenlohnperzentil
in Euro (y-Achse) pro Stundenlohnperzentil (x-Achse)



Quellen: SOEP.v36eu, VSE 2014 und 2018, VE 2015 und 2017. – Anmerkungen: Durchschnitte der Monatslöhne für Perzentilgruppen des vereinbarten Stundenlohns, 5-Prozent-Perzentilgruppen bis zum 40. Perzentil. Gewichtete Ergebnisse. Basierend auf der Querschnittsstichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3.

Abb. 4.3 zeigt zunächst, dass sowohl im SOEP als auch in der VSE/VE ein höherer Stundenlohn generell mit einem höheren Monatslohn einhergeht. Eine Ausnahme stellt der Lohnrückgang für die VE 2017 im 20. Perzentil dar. Für das SOEP ist das schwache Wachstum des durchschnittlichen Monatslohns zwischen dem 20. Perzentil und dem 25. Perzentil, von 1.662 Euro auf 1.678 Euro, für 2019 auffällig. Diese Löhne liegen etwas höher als der Monatslohn von 1.591 Euro, der bei Vollzeitbeschäftigung und einem Mindestlohn von 9,19 Euro bezahlt werden müsste. Diese Beobachtung ist konsistent mit einem leichten Rückgang der Arbeitszeiten zwischen dem 20. und 25. Perzentil. Im SOEP stieg der Lohn über die Jahre tendenziell über alle Perzentile hinweg an. Die Werte für 2014 und 2015 liegen bis zum 25. Perzentil sehr nah beieinander, bevor die Löhne für 2015 anschließend etwas stärker ansteigen. Zwischen 2015 und 2017 sehen wir größere Veränderungen bis zum 15. Perzentil und wieder ab dem 35. Perzentil. Im mittleren Bereich liegen die Lohnverteilungen recht nah beisammen. Die größte Veränderung

¹⁷ Im Unterschied zu Kapitel 3.2 und 4.2 wird die Gruppenbildung in den folgenden Abbildungen nicht anhand von 1-Prozent-Perzentilen vorgenommen, sondern anhand von 5-Prozent-Perzentilen, um die Verständlichkeit und Interpretierbarkeit zu erhöhen. Ohne diese Anpassung käme es zu einem zu starken Rauschen in den Abbildungen.

findet jedoch zwischen 2017 und 2019 statt. Die mittlere Differenz zu 2017 liegt bei 137 Euro mit Spitzen von über 270 Euro im 20. und 30. Perzentil.

Für die VSE/VE ist der gleichmäßige Lohnanstieg über die Jahre weniger eindeutig. Im Einklang mit den Pen's Paraden für die Stundenlöhne zeigt sich die stärkste Aufwärtsverschiebung für das 5. Perzentil für das Jahr 2015. Zwischen dem 10. und 20. Perzentil liegen die Linien der verschiedenen Jahre jedoch sehr nah beieinander, bevor sich die Werte ab dem 20. Perzentil etwas aufzähnen und die Werte für 2017 und 2019 stärker ansteigen als für die Jahre 2014 und 2015. Für das 5. Perzentil liegt der durchschnittliche Monatslohn im Jahr 2015 in der VE über dem des SOEP. Für alle anderen Stundenlohnperzentile und Jahre liegt der Lohn der VSE/VE, in Übereinstimmung mit Abb. 4.1, unter dem Lohn im SOEP. Die Beobachtung für den untersten Rand der Lohnverteilung ähnelt der Beobachtung für Stundenlöhne und bestätigt den stärkeren Effekt des Mindestlohns auf Löhne für geringfügig Beschäftigte in der VSE/VE im Vergleich zum SOEP.

Heterogenitätsanalysen

In diesem Abschnitt wird die Entwicklung der Monatslöhne im Niedriglohnbereich im SOEP und der VSE/VE, differenziert nach der Beschäftigungsart und Regionen, analysiert.

Abb. A 4.1 im Anhang präsentiert die Pen's Paraden des Monatslohns entlang von Stundenlohnperzentilen getrennt für geringfügig und sozialversicherungspflichtig Beschäftigte, wobei für geringfügig Beschäftigte die Stundenlohnverteilung bis zum 80. Perzentil und für sozialversicherungspflichtig Beschäftigte bis zum 40. Perzentil dargestellt ist. Im SOEP und in der VSE/VE steigt der Monatslohn für sozialversicherungspflichtig Beschäftigte (Abb. A 4.1 b und d) kontinuierlich mit dem Stundenlohn und über die Jahre an. Für das SOEP zeigt sich bei geringfügig Beschäftigten¹⁸ (Abb. A 4.1 a) mehr Variation im Monatslohn entlang der Stundenlohnverteilung. Ein Anstieg des Monatslohns über die Zeit lässt sich vor allem am 10. Perzentil erkennen. Für die folgenden Perzentile sind die Änderungen des Monatslohns weniger ausgeprägt. Der in Abb. 4.3 dargestellte Lohnanstieg für das SOEP betrifft damit also vor allem sozialversicherungspflichtig Beschäftigte.

Für die VSE/VE verlaufen die Linien der Pen's Paraden für geringfügig Beschäftigte (Abb. A 4.1 c) über alle Jahre hinweg flacher und mit weniger Variation als im SOEP. Für alle Jahre liegen die Monatslöhne im 10. Perzentil unter denen im SOEP und überschreiten auch im 80. Perzentil nicht die 450-Euro-Grenze. Die Entwicklung über die Jahre zeigt jedoch, dass es insbesondere eine Lohnanhebung in den untersten Perzentilen gab. Die Differenz zwischen VSE 2014 und VSE 2018 beträgt 95,50 Euro. Zudem liegen im 70. Perzentil die Monatslöhne in den Jahren 2017 und 2019 deutlich über den Monatslöhnen in den Jahren 2014 und 2015. Im 80. Perzentil nähern sich die Monatslöhne dann wieder an.

In Abb. A 4.2 ist der Anstieg der Monatslöhne für Westdeutschland stärker als für Ostdeutschland. Im SOEP liegen die durchschnittlichen Löhne im 5. Perzentil in Westdeutschland dabei sogar etwas unter denen in Ostdeutschland. Für West- und Ostdeutschland liegen die Linien für 2015 sehr nahe an der Linie für 2014. Für Westdeutschland zeigt sich 2019 eine Linksverschiebung der Linie bis Perzentil 20. Zwischen dem 20. und 35. Perzentil liegen die Linie für 2017 und 2019 dann deutlich oberhalb der Linien der vorherigen Jahre. Für Ostdeutschland sind dagegen deutliche

¹⁸ Im SOEP identifizieren wir Arbeitnehmerinnen und Arbeitnehmer, die einem Minijob nachgehen, über eine Selbstauskunft. Daher kann es vorkommen, dass geringfügig Beschäftigte Monatslöhne über der Verdienstgrenze angeben. Dies erklärt den hohen durchschnittlichen Monatslohn beim 60. Stundenlohnperzentil in Abb. A 4.1.

Unterschiede in den Jahren 2017 und 2019 sichtbar. Das deutet auf einen stärkeren Effekt der Mindestloohnerhöhungen im Osten hin.

Für die VSE/VE liegen die Werte für Westdeutschland bis zum 20. Perzentil sehr nah beieinander und fächern sich dann leicht auf, sodass die Werte für 2017 und 2018 oberhalb der Werte der Vorjahre verlaufen. Für Ostdeutschland stieg der Monatslohn über die Jahre insbesondere im 5. Perzentil an. Der starke Anstieg von 408,19 Euro im Jahr 2014 auf 933,26 Euro im Jahr 2015 könnte eine Auswirkung der Mindestlohneinführung sein. Für die Jahre 2015 und 2017 sank der mittlere Monatslohn im 10. und 15. Perzentil dann jedoch ab, bevor er sich dann dem Wert von 2014 annähert und diesen leicht übersteigt. Für 2018 stieg der mittlere Monatslohn kontinuierlich über die Jahre an und lag über den Werten der anderen Jahre.

Zusammenfassung

Der Querschnittvergleich der Monatslöhne des SOEP und der VSE/VE über die Jahre 2014 bis 2019 weist auf deutliche Unterschiede zwischen den Datensätzen hin. So wächst der Monatslohn im SOEP im Zeitverlauf stärker als in der VSE/VE. Die Werte der VE unterscheiden sich stärker von den Werten im SOEP als die VSE. Betrachtet man den gesamten Zeitraum, so ergibt sich für das SOEP sowie für die VSE/VE ein stärkeres Lohnwachstum im unteren Stundenlohnsegment. Vergleicht man für das SOEP jedoch einzelne Jahre, so sind hier auch negative Entwicklungen beobachtbar. Zudem sind die Monatsloohnerhöhungen über die Zeit im unteren Stundenlohnbereich für Arbeitnehmerinnen und Arbeitnehmer mit Wohnsitz in Ostdeutschland am deutlichsten ausgeprägt.

4.3 Monatslöhne: Kausalanalysen

In diesem Abschnitt beschreiben wir die Ergebnisse für unsere Basisschätzungen für die Monatslöhne. Die Auswertungen in diesem Kapitel basieren, wie bereits zuvor die Kausalanalyse der Stundenlöhne, auf der Längsschnittstichprobe entsprechend der Abgrenzung in Kapitel 2.3. Wie in Kapitel 3.4 überprüfen wir die Validität der Ergebnisse mithilfe von Robustheitsanalysen und *Spillover*-Tests und führen Heterogenitätsanalysen nach Beschäftigungsart, Geschlecht und zwischen Ost- und Westdeutschland durch.

Für die Analyse der Monatslöhne folgen wir der Methodik, die wir für die Analyse der Stundenlöhne in Kapitel 3.4 angewendet haben. Wir nutzen den DiDiD-Ansatz, um den Effekt der Mindestlohneinführung und der -erhöhungen auf das Wachstum des Monatslohns von den Mindestlöhnen der betroffenen Gruppen im Vergleich zur Kontrollgruppe zu analysieren. Wie zuvor bei den Stundenlöhnen unterscheiden wir zwischen drei Behandlungsgruppen, die wir auch für die Monatslöhne auf Basis des vertraglichen Stundenlohns zuordnen: Behandlungsgruppe 1 verdient einen Stundenlohn unter 8,50 Euro; Behandlungsgruppe 2 einem Stundenlohn zwischen 8,50 Euro und 8,84 Euro und Behandlungsgruppe 3 einen Stundenlohn zwischen 8,84 Euro und 9,19 Euro. Die erklärende Variable ist die logarithmierte jährliche Veränderung des Monatslohns auf individueller Ebene. Wir können die geschätzten Koeffizienten als Veränderung in Prozentpunkten interpretieren.

Tab. 4.2 stellt die Ergebnisse der Basisschätzung für den Monatslohn dar. Die Grundform des DiDiD-Ansatzes ist in Spalte 1 dargestellt, in Spalte 2 kontrollieren wir zusätzlich für soziodemografische Informationen und Beschäftigungscharakteristika und in Spalte 3 außerdem dafür, ob Beschäftigte ihren Arbeitsplatz oder Beruf zwischen zwei Jahren gewechselt haben. Unsere präferierte Spezifikation ist Spalte 3. Die Interpretation der Koeffizienten ist entsprechend der Analyse der Stundenlöhne. So misst der DiDiD-Effekt den Effekt des Mindestlohns auf das jährliche

Wachstum des Monatslohns. Der Effekt wird durch die Interaktion der Behandlungsgruppen mit den Jahren identifiziert. Als Placeboeffekte werden die Effekte vor einer Mindestlohnreform bezeichnet.

Tab. 4.2: Mindestlohneffekte auf das relative Wachstum von Bruttomonatslöhnen

	1	2	3
Konstante (KG: 9,19 bis unter 10 Euro)	5,36*** (1,46)	11,04*** (2,15)	8,86*** (2,13)
2012/2013	3,30* (1,91)	2,56 (1,86)	2,97 (1,89)
2014/2015	3,10 (2,12)	3,18 (1,97)	3,14 (1,96)
2015/2016	3,14 (2,12)	3,41* (1,85)	3,45* (1,87)
2016/2017	0,80 (1,94)	3,91** (1,83)	4,54** (1,87)
2017/2018	3,08 (2,11)	5,86*** (2,05)	6,22*** (2,04)
2018/2019	5,86** (2,30)	6,49*** (2,20)	5,92*** (2,20)
BG 1: Unter 8,50 Euro	13,69*** (2,03)	14,63*** (1,98)	14,35*** (1,96)
Placebo 2012/2013	-6,04** (2,76)	-6,37** (2,73)	-6,44** (2,71)
DiDiD 2014/2015	-1,09 (3,01)	-1,59 (2,89)	-2,09 (2,83)
DiDiD 2015/2016	-1,41 (3,09)	-2,17 (2,92)	-2,04 (2,88)
DiDiD 2016/2017	6,57* (3,40)	2,98 (3,38)	2,01 (3,34)
DiDiD 2017/2018	1,85 (3,39)	-1,59 (3,31)	-2,22 (3,25)
DiDiD 2018/2019	6,37 (4,01)	3,56 (4,12)	3,08 (4,09)
BG 2: 8,50 bis unter 8,84 Euro	6,26** (2,67)	6,05** (2,55)	6,17** (2,52)
Placebo 2012/2013	-5,37 (3,73)	-2,52 (3,85)	-3,03 (3,78)
Placebo 2014/2015	-7,29* (3,80)	-6,81* (3,71)	-6,98* (3,69)
Placebo 2015/2016	-6,62* (3,96)	-4,93 (3,74)	-5,04 (3,74)
DiDiD 2016/2017	0,26 (3,59)	-1,38 (3,47)	-2,23 (3,42)
DiDiD 2017/2018	-5,88 (3,75)	-7,43** (3,74)	-8,35** (3,69)
DiDiD 2018/2019	-6,59 (4,90)	-4,65 (5,16)	-6,01 (5,12)
BG 3: 8,84 bis unter 9,19 Euro	-0,18 (2,69)	1,64 (2,73)	1,90 (2,81)
Placebo 2012/2013	-8,49 (6,22)	-10,60 (6,55)	-11,16* (6,77)
Placebo 2014/2015	-1,63 (3,70)	-2,11 (3,89)	-2,79 (3,92)

	1	2	3
Placebo 2015/2016	-1,42 (3,63)	-0,45 (3,60)	0,10 (3,65)
Placebo 2016/2017	7,14 (4,34)	1,26 (3,85)	0,35 (3,88)
Placebo 2017/2018	1,89 (4,20)	-0,28 (3,87)	-1,04 (3,90)
DiDiD 2018/2019	4,44 (4,62)	5,39 (4,67)	5,58 (4,60)
Soziodemografische Charakteristika		ja	ja
Beschäftigungscharakteristika		ja	ja
Veränderung der Beschäftigung			ja
Adj. R ²	0,03	0,08	0,11
Beobachtungen	9.737	8.807	8.763

Quelle: SOEP.v36eu. – Anmerkungen: OLS-Regressionsergebnisse für den individuellen DiDiD-Ansatz entsprechend Beschreibung in Kapitel 2.5. Die abhängige Variable ist die Differenz der logarithmierten Bruttomonatslöhne zwischen zwei Jahren. Alle Koeffizienten sind in Prozent ausgewiesen. Robuste Standardfehler in Klammern, auf Personenebene geclustert mit * $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$. Es werden keine Hochrechnungsfaktoren verwendet. Die Spalten unterscheiden sich durch die berücksichtigten Kontrollvariablen (1: keine; 2: soziodemografische Charakteristika und Beschäftigungscharakteristika; 3: zusätzlich Variablen zum Stellen- und Berufswechsel). Die Referenzgruppe in Spalte 3 ist männlich, verheiratet, hat keine Kinder unter 16 Jahren im Haushalt, arbeitet unbefristet in Vollzeit in einem technischen oder gleichrangigen nichttechnischen Beruf und in einer mittelgroßen Firma, hat ein mittleres Bildungsniveau, die deutsche Staatsangehörigkeit, wohnt in Westdeutschland und berichtet keinen Arbeitsplatz- und Berufswechsel. Die übrigen Kategorien der Kontrollvariablen sind in Tab. A 2.2 und Tab. A 2.3 ausgewiesen. Basierend auf der Längsschnittstichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.5. Kontroll- sowie Behandlungsgruppen (KG, BG) werden entsprechend Kapitel 2.3 anhand von vertraglichen Stundenlöhnen eingeteilt.

Die Kontrollgruppe weist im Jahr 2013/2014 ein jährliches Monatslohnwachstum von 5,4 Prozent aus. Für die Referenzgruppe¹⁹ in Spalte 3 wächst dieser Wert auf 8,9 Prozent an. Das Lohnwachstum ist in den umliegenden Jahren größer und wächst nach 2013/2014 über die Jahre weiter an. Im Vergleich misst der Koeffizient für die Behandlungsgruppen das Monatslohnwachstum der Behandlungsgruppe relativ zur Kontrollgruppe im Referenzjahr.

Behandlungsgruppe 1, mit einem vertraglichen Stundenlohn unter 8,50 Euro, weist im Vergleich zur Kontrollgruppe im Referenzjahr ein um 14,4 Prozentpunkte höheres jährliches Wachstum des Monatslohns auf. Wie bereits bei der Analyse der Stundenlöhne ist der Placeboeffekt 2012/2013 signifikant negativ. Das deutet darauf hin, dass das jährliche Monatslohnwachstum 2014/2015 bereits größer war als 2013/2014. Daher ist eine kausale Interpretation der Ergebnisse für Behandlungsgruppe 1 nur eingeschränkt möglich und wir konzentrieren uns auf den Vergleich der Koeffizienten als Hinweis auf Auswirkungen der Mindestlohnreformen. Der Koeffizient der Mindestloohnerhöhung für das Wachstum der Monatslöhne der Behandlungsgruppe 1 ist negativ, jedoch nicht statistisch signifikant. In Spalte 3 beträgt der Koeffizient einen Wert von knapp unter 2 Prozentpunkten. Die Koeffizienten der ersten und zweiten Mindestloohnerhöhung (DiDiD-Koeffizient 2016/2017 und DiDiD-Koeffizient 2018/2019) sind positiv, werden jedoch deutlich kleiner, wenn Kontrollvariablen ergänzt werden.

Auch für Behandlungsgruppe 2, mit einem Stundenlohn zwischen 8,50 Euro und 8,84 Euro, lag das jährliche Wachstum des Monatslohns 2013 mehr als 6 Prozentpunkte über dem Wachstum der Kontrollgruppe im Referenzjahr. Die Behandlungsgruppe 2 ist direkt betroffen von den Mindestloohnerhöhungen in den Jahren 2017 und 2019, nicht aber von der Mindestlohneinführung

¹⁹ Referenzgruppe: Männer in der mittleren Altersgruppe mit mittlerem Bildungsniveau, die unbefristet in einer mittelgroßen Firma in einem technischen Beruf in Vollzeit arbeiten, verheiratet sind und in Westdeutschland in einem Haushalt ohne Kinder leben und keinen Arbeitsplatz- oder beruflichen Wechsel vollziehen.

2015. Die Placeboeffekte weisen das jährliche Wachstum vor der zweiten Mindestlohnerhöhung relativ zum Referenzjahr aus. Tab. 4.2 zeigt, dass die Placeboeffekte über alle Jahre negativ sind und oft 5 Prozentpunkte oder mehr betragen. Sie sind statistisch signifikant für die Jahre 2014/2015 sowie in Spalte 1 für 2015/2016. Entsprechend können die folgenden DiDiD-Koeffizienten nur eingeschränkt kausal interpretiert werden. Die DiDiD-Koeffizienten für die Jahre 2016/2017, 2017/2018 und 2018/2019 sind negativ. Während die Koeffizienten in den Spalten 1 bis 3 nahe null bzw. nur leicht negativ sind, nimmt ihre Größe betragsmäßig in den folgenden Jahren zu. Die Ergebnisse deuten darauf hin, dass sich die Mindestlohnreformen nicht positiv auf das Monatslohnwachstum der Behandlungsgruppe 2 relativ zur Kontrollgruppe ausgewirkt haben, da die Koeffizienten weitgehend negativ sind.

Für die Behandlungsgruppe 3, mit einem Stundenlohn zwischen 8,84 Euro und 9,19 Euro, unterschied sich das jährliche Wachstum im Referenzjahr 2013 nicht signifikant vom Lohnwachstum in der Kontrollgruppe. Die Behandlungsgruppe 3 ist nur von der zweiten Mindestlohnerhöhung im Jahr 2019 direkt betroffen. Die Placebo-Koeffizienten sind mit Ausnahme für 2012/2013 in Spalte 3 nicht statistisch signifikant. Der DiDiD-Koeffizient 2018/2019 misst, ob sich die zweite Mindestlohnerhöhung auf die Monatslöhne der Behandlungsgruppe 3 ausgewirkt hat. Die gemessenen Koeffizienten sind relativ groß und reichen von 5,6 Prozentpunkten in Spalte 3 bis 4,4 Prozentpunkten in Spalte 1; sind aber nicht statistisch signifikant.

In Tab. A 4.1 werden zusätzliche Ergebnisse zu Robustheitsanalysen mit Monatslöhnen dargestellt. Die Untersuchungen sind identisch zu den Robustheitsanalysen für den vertraglichen Stundenlohn aufgebaut. In Spalte 1 wird für den Vergleich die Basisspezifikation aus Tab. 4.2 Spalte 3 ausgewiesen. Die Anhebung der Grenzen für die Kontrollgruppe, auf 12 Euro (Spalte 2) bzw. auf Niedriglohniveau (Spalte 3), verschiebt die Koeffizienten leicht nach oben. Im Vergleich zur Basisschätzung werden negative Koeffizienten im Wert kleiner und der Wert positiver Koeffizienten wird größer. Bei der Anhebung der Grenzen der Behandlungsgruppen um 5 Cent (Spalte 4) verändern sich die Koeffizienten dagegen in die entgegengesetzte Richtung. So vergrößert sich der Wert negativer Koeffizienten und der Wert positiver Koeffizienten wird kleiner. Das Muster der Ergebnisse ist jedoch weitgehend konsistent mit der Basisschätzung in Spalte 1. In Spalte 5 begrenzen wir die Bandbreite der Behandlungsgruppe 1 nach unten auf 8,16 Euro. Die Ergebnisse liegen sehr nah an den Ergebnissen der Basisschätzung. Allein für Behandlungsgruppe 1 wird der DiDiD-Koeffizient 2015/2016 positiv. Das lässt vermuten, dass das Monatslohnwachstum im oberen Bereich der Behandlungsgruppe 1 leicht stärker war als im unteren Bereich (Lohn < 8,16 Euro). In Tab. A 4.2 werden die Ergebnisse des *Spillover*-Tests dargestellt. Wie schon für die Stundenlöhne finden sich keine signifikanten Effekte des Mindestlohns auf das jährliche Wachstum des Monatslohns von Beschäftigten, die einen Lohn über Mindestlohn verdienen und damit nicht direkt von den Reformen betroffen sind.

Führt man die Analyse getrennt für verschiedene Beschäftigungsarten durch, so ergibt sich für Vollzeitbeschäftigte keine große Abweichung zur Basisschätzung (Tab. A 4.3). Für Teilzeitbeschäftigte unterscheiden sich insbesondere die Koeffizienten für Behandlungsgruppe 1. Diese deuten darauf hin, dass sich die Mindestlohneinführung und die erste Mindestlohnerhöhung positiv auf das Lohnwachstum von Teilzeitbeschäftigten dieser Gruppe ausgewirkt haben. Die zweite Mindestlohnerhöhung hatte hingegen eher negative Auswirkungen auf das Lohnwachstum 2018/2019. Der Placebo-Koeffizient für Behandlungsgruppe 1 ist statistisch insignifikant, hat allerdings eine ähnliche Größenordnung wie die entsprechenden signifikanten Koeffizienten für das Gesamtsample (Spalte 1) bzw. das Sample der Vollzeit-Beschäftigten (Spalte 2). Für Behandlungsgruppen 2 und 3 liegen die Koeffizienten näher an denen der Basisschätzung. Für Minijobs

sind die geschätzten Koeffizienten und Standardabweichungen deutlich größer als in der Basis-schätzung, was auf eine kleinere Gruppengröße zurückzuführen ist. Aufgrund der Betroffenheit vom Mindestlohn in Minijobs, würden wir erwarten, dass sich die Mindestlohnreformen bei gleichbleibender Arbeitszeit positiv auf das Monatslohnwachstum auswirken. Da es dann jedoch zu einem Übergang in sozialversicherungspflichtige Beschäftigung käme, ist denkbar, dass es zu Anpassungen der Arbeitszeit kommt, um eine Überschreitung der Minijob-Verdienstgrenze zu vermeiden. Je nach Ausmaß der Arbeitszeitreduktion wären dann fehlende oder sogar negative Auswirkungen auf das Monatslohnwachstum zu erwarten. Die Ergebnisse zeigen, dass die DiDiD-Koeffizienten für die Behandlungsgruppen 1 und 2 negativ und deutlich größer sind als im Gesamtsample. Der DiDiD-Koeffizient 2018/2019 für Behandlungsgruppe 3 ist hingegen positiv und groß (31,8 Prozentpunkte), allerdings ebenfalls statistisch insignifikant. Insgesamt ergeben sich damit keine statistisch validen Besonderheiten für die Mindestlohneffekte für Beschäftigte in Teilzeit oder Minijobs.

Tab. A 4.4 stellt die Ergebnisse der Analyse nach Geschlecht und für West- und Ostdeutschland dar. Für Männer sind die Placebo-Koeffizienten 2012/2013 für Behandlungsgruppe 1 und 3 negativ und statistisch signifikant. Für Frauen hingegen, obwohl die Gruppe aufgrund der stärkeren Betroffenheit größer ist, ist der Placebo-Test erfüllt. Unterschiede zu der Basisspezifikation zeigen sich für Männer insbesondere bei den Koeffizienten der Behandlungsgruppe 1. Die Größe und die Vorzeichen der Koeffizienten deuten an, dass sich die Mindestlohneinführung stärker negativ, die Mindestloohnerhöhungen aber eher positiv auf die Monatslöhne der Männer in Behandlungsgruppe 1 ausgewirkt haben. Für Frauen sind die geschätzten Koeffizienten näher an der Basisschätzung. Ein unterschiedliches Muster ergibt sich allein für die DiDiD-Koeffizienten 2017/2018 und 2018/2019 für Behandlungsgruppe 1, die negativ, vergleichsweise groß, jedoch nicht statistisch signifikant sind. Sie könnten darauf hindeuten, dass sich die Mindestloohnerhöhungen für diese Gruppe nicht zu höheren Monatslöhnen geführt haben. Mögliche Gründe hierfür sind Anpassungen der Arbeitszeit. Bei der Unterscheidung nach Regionen zeigt sich für Westdeutschland keine deutliche Abweichung im Ergebnismuster zur Basisschätzung. Die Größe des DiDiD-Koeffizienten 2018/2019 für Beschäftigte mit einem Lohn zwischen 8,84 Euro und 9,19 Euro deutet allerdings darauf hin, dass sich die zweite Mindestloohnerhöhung eher positiv auf das Lohnwachstum dieser Gruppe ausgewirkt hat. Für Ostdeutschland zeigen sich für Behandlungsgruppe 1 hingegen Unterschiede in der Größe und Richtung der DiDiD-Koeffizienten für die Mindestlohneinführung und die Mindestloohnerhöhungen im Vergleich zur Betrachtung aller Beschäftigten in Deutschland. Der DiDiD-Koeffizient 2014/2015 ist positiv, der DiDiD-Koeffizient 2016/2017 jedoch negativ und die DiDiD-Koeffizienten 2017/2018 und 2018/2019 sind wieder positiv. Dies deutet auf einen schwachen positiven Effekt der Mindestlohneinführung und der zweiten Mindestloohnerhöhung auf den Monatslohn von Beschäftigten im unteren Lohnsegment (unter 8,50 Euro) in Ostdeutschland hin. Die Koeffizienten für Ostdeutschland sind jedoch nicht statistisch signifikant.

Auch für Monatslöhne werden die Effekte der Mindestlohneinführung und der -erhöhungen alternativ in separaten Modellen geschätzt. Die Ergebnisse der Schätzung sind in Tab. A 4.5 dargestellt. Die Effekte können als eine Kombination der Effekte aus Tab. 4.2 für die verschiedenen Behandlungsgruppen verstanden werden. Die separaten Schätzungen zeigen insgesamt wenig kausale Effekte der Mindestlohneinführung auf das Wachstum der Monatslöhne. Für die erste Mindestloohnerhöhung 2017 (Tab. A 4.5 b) sind die DiDiD-Koeffizienten positiv, jedoch nicht signifikant. Für die zweite Mindestloohnerhöhung 2019 (Tab. A 4.5 c) zeigen sich signifikante, positive Effekte auf das Monatslohnwachstum, wenn für soziodemografische Charakteristika und Be-

schäftigungscharakteristika kontrolliert wird. Der Koeffizient wird jedoch insignifikant, wenn Variablen zum Modell hinzugefügt werden, die Veränderungen in der Beschäftigung messen. Das Ergebnis für die zweite Mindestlohnerhöhung ist im Einklang mit der Größe und Richtung der DiDiD-Koeffizienten 2018/2019 für Behandlungsgruppe 1 und 3 in der gepoolten Schätzung.

Insgesamt bestätigen die Kausalanalysen für Stunden- und Monatslöhne das Bild vorheriger Studien (Bachmann et al. 2020b). Die DiDiD-Koeffizienten für Stundenlöhne sind tendenziell positiv, allerdings etwas kleiner und entsprechend weniger statistisch signifikant. Dies ist auf geringfügige Anpassungen der Stichprobe und der Kontrollgruppe zurückzuführen. Für Monatslöhne können weiterhin keine positiven kausalen Effekte von Einführung bzw. Erhöhungen des Mindestlohns gezeigt werden, was durch eine Reduktion der Arbeitszeit hervorgerufen worden sein kann. Alternative Spezifikationen (separate Schätzungen) zeigen jedoch, dass es für einzelne Vergleichsgruppen auch positive Effekte gegeben haben kann. Hier lassen sich die zugrundeliegenden Annahmen aufgrund des kürzeren betrachteten Zeithorizonts allerdings weniger gut überprüfen.

5 Lohnungleichheit

5.1 Einleitung und Literatur

Die Lohnungleichheit hat in Deutschland zwischen 1990 und 2010 stark zugenommen. Dieser Trend ist sowohl für Ost- als auch für Westdeutschland zu beobachten. Allerdings hat in Ostdeutschland die Ungleichheit insbesondere im oberen Teil der Verteilung zugenommen, wohingegen in Westdeutschland vor allem die Ungleichheit im unteren Teil der Verteilung zugenommen hat (Fitzenberger 2012). Hauptursachen für diese Entwicklung sind unter anderem eine gestiegene Internationalisierung, ein qualifikationsverzerrter technologischer Fortschritt, der Rückgang der Tarifbindung, sowie eine gestiegene Flexibilisierung des Arbeitsmarktes (Dustmann et al. 2009, Antonczyk et al. 2010, Card et al. 2013). Als weiteren Grund führen Biewen et al. (2018) die zunehmende Heterogenität von Erwerbsverläufen an. So ist der Anteil der Erwerbstätigen, die innerhalb von fünf Jahren vor der jeweiligen Datenerfassung Zeiten der Teilzeit- oder Nichterwerbstätigkeit erlebt haben, in dem Zeitraum von 1985 bis 2010 deutlich angestiegen. Diese Art von diskontinuierlichen Erwerbsverläufen ist besonders häufig im unteren Teil der Lohnverteilung anzutreffen.

Seit 2010 folgt die Lohnungleichheit in Deutschland unter Vollzeitbeschäftigten jedoch einem anderen Trend. Insbesondere nach der Einführung des gesetzlichen Mindestlohns ist zu erkennen, dass die Ungleichheit abnimmt. Dieser Effekt ist besonders stark am unteren Ende der Lohnverteilung zu beobachten. So sind z.B. die Löhne am 10. und 20. Perzentil stärker angestiegen als am Median, was zu einer Reduktion der Lohnungleichheit beigetragen hat (Bossler und Schank 2020, Fedorets et al. 2020, Fitzenberger und Seidlitz 2020). Die Literatur für den US-amerikanischen Arbeitsmarkt findet ähnliche Ergebnisse für den Zusammenhang zwischen Mindestlohnänderungen und Lohnungleichheit (DiNardo et al. 1996, Autor et al. 2016).

Im nachfolgenden Kapitel 5.2 wird zunächst deskriptiv dargestellt, wie sich verschiedene Lohnperzentile im Zeitablauf seit 2010 entwickelt haben und welches Bild sich hieraus für die Lohnungleichheit ergibt. Der Fokus liegt hierbei insbesondere auf den Jahren der Mindestlohneinführung im Jahr 2015, sowie der Erhöhungen des Mindestlohns in den Jahren 2017 und 2019. Als Grundlage für die Analyse dient die in Kapitel 2.3 beschriebene Querschnittsstichprobe des SOEP sowie die Stichprobe der VSE/VE. Die Untersuchung wird getrennt für Monats- und die Stundenlöhne durchgeführt. Darüber hinaus wird in Kapitel 5.3 unter Verwendung des in Kapitel 2.5 beschriebenen regionalen DiD-Ansatzes mithilfe der SOEP-Längsschnittstichprobe geprüft, inwieweit Veränderungen der Lohnungleichheit ursächlich auf den Mindestlohn in Deutschland zurückgeführt werden können.

5.2 Lohnungleichheit: Deskriptive Evidenz

In diesem Abschnitt wird die Entwicklung der Lohnstruktur für den Zeitraum 2010 bis 2019 deskriptiv untersucht. Als Grundlagen dienen hierfür die realen Monatslöhne und die realen vereinbarten bzw. tatsächlichen Stundenlöhne des SOEP.²⁰ Abb. 5.1 stellt das Wachstum der realen Monatslöhne und Abb. 5.2 das der vereinbarten Stundenlöhne dar.²¹ Diese Darstellung erfolgt getrennt nach Perzentilen. Dabei beschreibt beispielweise P10 das 10. Lohnperzentil, also den

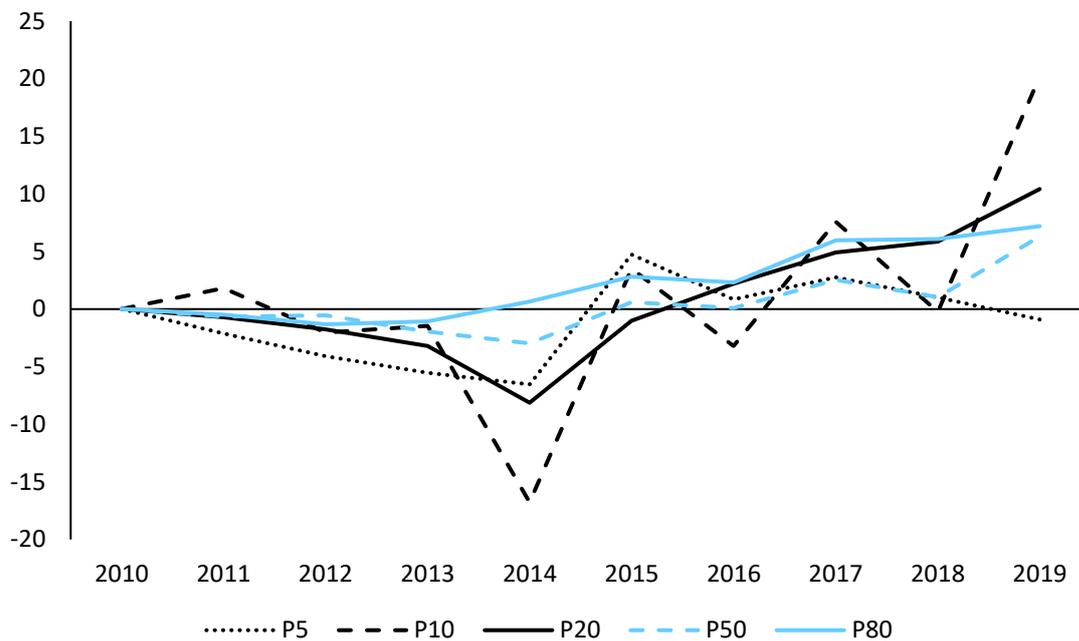
²⁰ Die Ergebnisse für die tatsächlichen Stundenlöhne sind nahezu identisch zu denen der vereinbarten Stundenlöhne und können im Anhang in Abb. A 5.1 und Abb. A 5.2 eingesehen werden.

²¹ Die Entwicklung der jeweiligen Perzentile ist im Anhang dargestellt. Abb. A 5.3 gibt die Entwicklung der logarithmierten Monatslöhne, Abb. A 5.4 die der logarithmierten vereinbarten Stundenlöhne und Abb. A 5.5 die der logarithmierten tatsächlichen Stundenlöhne wieder.

höchsten Lohn der Beschäftigten in den untersten 10 Prozent der Lohnverteilung. Der Wert von 20,2 Prozent im Jahr 2018 für dieses Perzentil bedeutet, dass die realen, d.h. inflationsbereinigten, Stundenlöhne von Beschäftigten an diesem Perzentil im Vergleich zu den Löhnen von Beschäftigten am 10. Perzentil im Jahr 2010 20,2 Prozent höher waren. Für den durch das 10. Perzentil beschriebenen Bereich der Lohnverteilung ist es im Zeitverlauf also zu einer deutlichen Erhöhung der realen Löhne gekommen. Der Wert von –16,8 Prozent für das Jahr 2014 zeigt jedoch, dass die Löhne am 10. Perzentil zuvor zunächst stark abgenommen hatten: 2014 waren sie 16,8 Prozent niedriger als 2010.

Abb. 5.1: Wachstum der realen Monatslöhne nach Perzentil

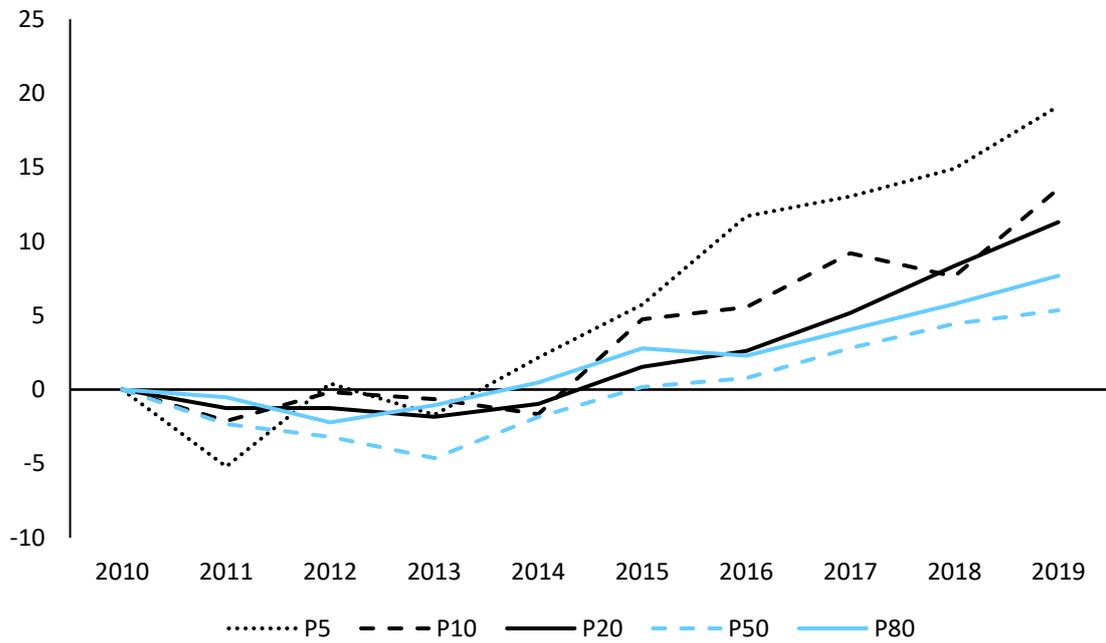
in % (y-Achse) relativ zum Wert im Jahr 2010 pro Jahr (x-Achse)



Quelle: SOEP.v36eu. – Anmerkungen: Wachstumsraten der realen Monatslöhne relativ zum Jahr 2010 für ausgewählte Perzentile der Lohnverteilung (P5 bezeichnet das 5. Perzentil usw.). Gewichtete Ergebnisse basierend auf der Querschnittsstichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3.

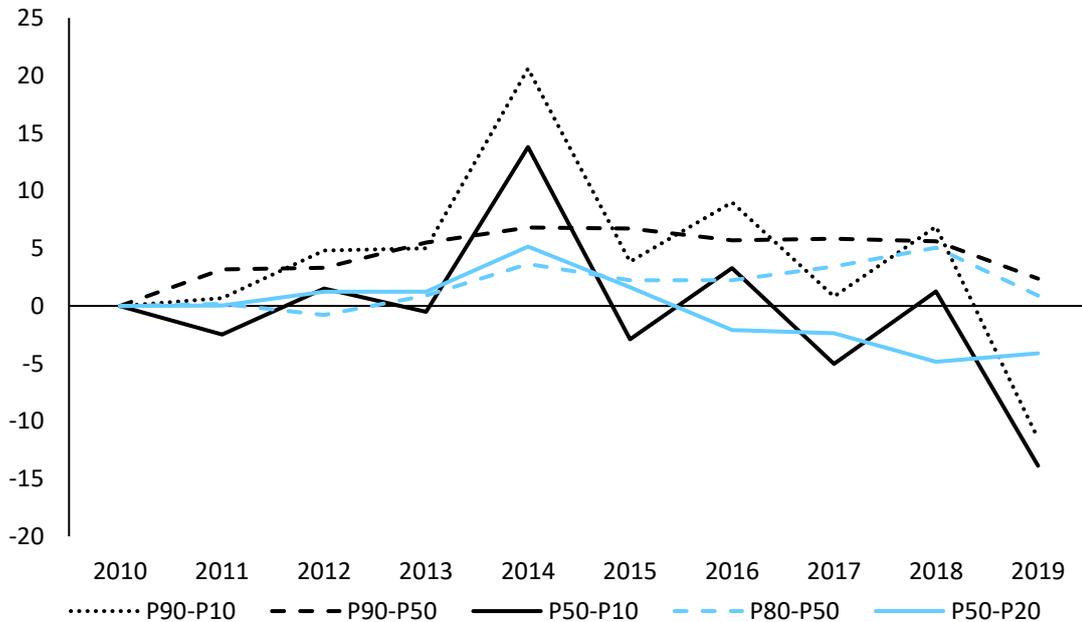
Der Vergleich von Abb. 5.1 und Abb. 5.2 lässt erkennen, dass sich die Wachstumsraten der jeweiligen Perzentile je nach Verwendung der Monats- bzw. der Stundenlöhne unterscheiden. Für den Zeitraum 2010 bis 2013 ist, unabhängig von der Verwendung von Monats- bzw. Stundenlöhnen, keine starke Veränderung festzustellen. Nahezu alle Perzentile der unteren Hälfte, sowie der Median, weisen in diesem Zeitraum eine leicht negative Entwicklung auf. Da die Löhne in der oberen Hälfte der Verteilung weniger stark abnehmen, bzw. leicht ansteigen, ist im Zeitraum 2010 bis 2013 eine leichte Zunahme der Ungleichheit zu erkennen. Dies wird in Abb. 5.3 und Abb. 5.4 dargestellt, welche die Differenzen der logarithmierten Monatslöhne (Abb. 5.3), sowie die Differenzen der Stundenlöhne (Abb. 5.4) verschiedener Perzentile darstellen.

Abb. 5.2: Wachstum der realen vereinbarten Stundenlöhne nach Perzentil
in % (y-Achse) relativ zum Wert im Jahr 2010 pro Jahr (x-Achse)



Quelle: SOEP.v36eu. – Anmerkungen: Wachstumsraten der realen vereinbarten Stundenlöhne relativ zum Jahr 2010 für ausgewählte Perzentile der Lohnverteilung (P5 bezeichnet das 5. Perzentil usw.). Gewichtete Ergebnisse basierend auf der Querschnittsstichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3.

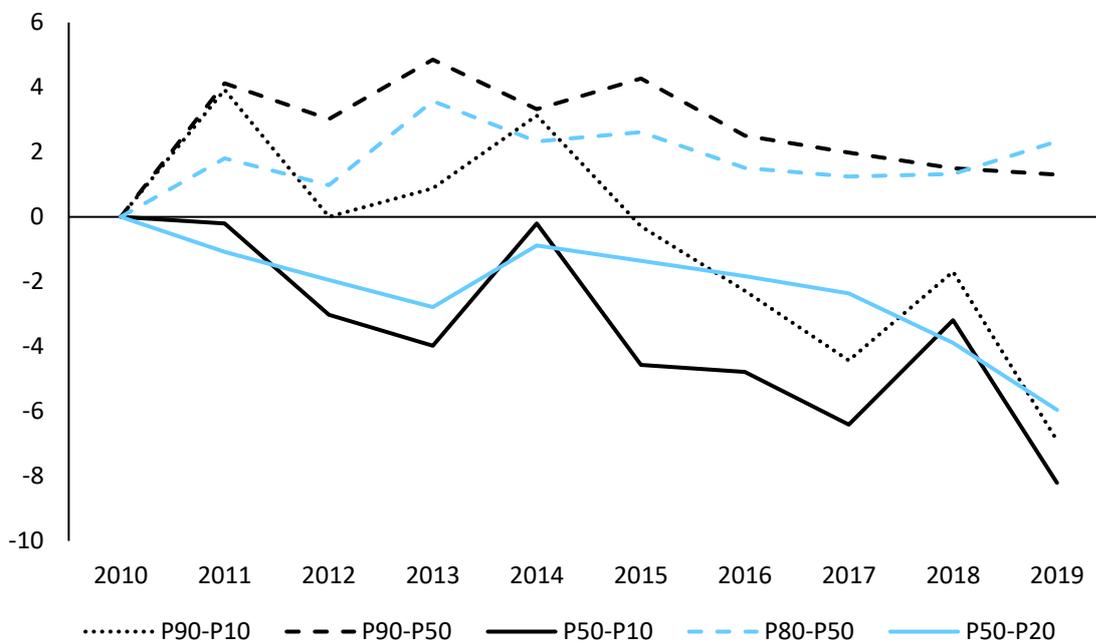
Abb. 5.3: Differenzen des Wachstums der realen Monatslöhne
in Prozentpunkten (y-Achse) pro Jahr (x-Achse)



Quelle: SOEP.v36eu. – Anmerkungen: Wachstumsraten der realen vereinbarten Stundenlöhne relativ zum Jahr 2010 für ausgewählte Perzentile der Lohnverteilung (P5 bezeichnet das 5. Perzentil usw.). Gewichtete Ergebnisse basierend auf der Querschnittsstichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3.

Im Jahr 2014 verzeichnet das 10. Perzentil der Monatslöhne einen besonders starken Rückgang, welcher bei den Stundenlöhnen jedoch nicht zu beobachten ist. Dies könnte darauf hindeuten, dass der Rückgang auf eine Veränderung der Arbeitsstunden zurückzuführen ist. Im Jahr der Mindestlohneinführung 2015 weisen sowohl bei den Monatslöhnen als auch bei den Stundenlöhnen alle Perzentile der unteren Hälfte der Lohnverteilung ein positives Wachstum auf. Dabei verzeichnen die Löhne des 5. und des 10. Perzentils die höchsten Zuwachsraten, die Löhne des 20. Perzentils steigen ebenfalls, jedoch weniger stark. Außerdem bleibt der Medianlohn nahezu unverändert. Insgesamt führt dies dazu, dass sowohl bei den Monats- als auch bei den Stundenlöhnen die Lohnungleichheit über die gesamte Verteilung (gemessen anhand der Differenz zwischen dem 90. und dem 10. Perzentil) und in der unteren Hälfte der Verteilung (gemessen anhand der Differenz zwischen dem 50. und dem 10. Perzentil, sowie dem 50. und dem 20. Perzentil) abnimmt (vgl. Abb. 5.3 und Abb. 5.4).

Abb. 5.4: Differenzen des Wachstums der realen vereinbarten Stundenlöhne
in Prozentpunkten (y-Achse) pro Jahr (x-Achse)



Quelle: SOEP.v36eu. – Anmerkungen: Differenzen des Wachstums von realen vereinbarten Stundenlöhnen relativ zum Jahr 2010 zwischen ausgewählten Perzentilpaaren (P5 bezeichnet das 5. Perzentil usw.). Gewichtete Ergebnisse basierend auf der Querschnittsstichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3.

Seit 2016 unterscheiden sich die Entwicklungen zwischen den Monats- und den Stundenlöhnen für einzelne Perzentile der unteren Hälfte der Verteilung am stärksten. So weisen z.B. die Monatslöhne des 5. Perzentils nach 2015 durchgehend einen negativen Trend auf, wohingegen die Stundenlöhne des 5. Perzentils weiterhin steigen. Die Monatslöhne am 10. und 20. Perzentil nehmen bis zur ersten Erhöhung des Mindestlohns im Jahr 2017 weiter zu, im darauffolgenden Jahr jeweils leicht ab und dann im Jahr 2019 wieder zu. Der Median des Monatslohns bleibt in dieser Zeit nahezu unverändert und die Monatslöhne darüber steigen durchgehend an (vgl. Abb. 5.1). Entsprechend ergibt sich für den Monatslohn ein heterogenes Bild in Bezug auf die Ungleichheit.

Bei den Stundenlöhnen steigen seit 2016 die Löhne in allen Perzentilen an (vgl. Abb. 5.2), wobei die Löhne in der unteren Hälfte der Lohnverteilung jeweils stärker ansteigen als die der oberen.

Hierdurch ergibt sich ebenfalls ein Gesamtbild, welches auf eine abnehmende Lohnungleichheit in Bezug auf die Stundenlöhne hinweist.

Insgesamt lässt sich feststellen, dass sich bei der Lohnungleichheit gemessen an den Monatslöhnen kein eindeutiges Bild ergibt. Zwar scheinen die Löhne in der unteren Hälfte der Verteilung im Jahr der Einführung des Mindestlohns zu steigen, jedoch reagieren insbesondere die Löhne am 10. Perzentil sehr volatil. Bei den Stundenlöhnen lässt sich ein eindeutigeres Bild erkennen. Hier steigen die Löhne in der unteren Hälfte der Verteilung in den Jahren nach der Einführung des Mindestlohns deutlich stärker als die Löhne in der oberen Hälfte der Verteilung. Dies deutet insgesamt auf eine Reduktion der Lohnungleichheit hin.²²

5.3 Lohnungleichheit: Kausalanalysen

In diesem Abschnitt werden die Verteilungseffekte des Mindestlohns kausal analysiert. Für die Identifikation der kausalen Effekte wird der von Card (1992) vorgeschlagene DiD-Ansatz verwendet, der die regionale Variation in der Intensität der Intervention durch die Einführung bzw. die Erhöhung des Mindestlohns ausnutzt (vgl. Beschreibung in Kapitel 2.5). Um diesen Ansatz für die Analyse der Lohnungleichheit zu nutzen, wird die Analyse nicht nur am Mittelwert der Verteilung, sondern ebenfalls an ausgewählten Bereichen der Lohnverteilung sowie deren Varianz durchgeführt. Hierfür wird im Gegensatz zur üblichen Schätzung des regionalen DiD-Ansatzes die Analyse anhand von unkonditionalen Quantilsregressionen vorgenommen (vgl. Firpo et al. 2009). Wie in Kapitel 5.2 wird die Analyse sowohl für logarithmierte Monatslöhne als auch für logarithmierte vereinbarte Stundenlöhne durchgeführt. Die Analyse erfolgt anhand der SOEP-Längsschnittstichprobe gemäß Abgrenzung in Kapitel 2.3 für den Zeitraum 2013 bis 2019.

Die verwendete Schätzstrategie folgt im Wesentlichen der in Kapitel 2.5 erläuterten Methodik. Die Eingriffsintensität wird mittels des Kaitz-Index bestimmt. Der einzige Unterschied zu der in Kapitel 2.5 beschriebenen Vorgehensweise ist, dass die abhängige Variable durch die *recentered influence function* (RIF) der logarithmierten Löhne an der jeweiligen Stelle der Verteilung bzw. durch die RIF der Varianz der logarithmierten Löhne ersetzt wird. Hierdurch ist eine Interpretation der geschätzten Koeffizienten wie bei einer OLS-Regression möglich. Bei konventionellen konditionalen Quantilsregressionen wäre eine Interpretation in diesem Sinne nicht möglich. Die Schätzung der RIF-Modelle für den regionalen DiD-Ansatz erfolgt für die Jahre 2013 bis 2019, um entsprechend der Kausalanalysen für individuelle Stundenlöhne in Kapitel 3.4 den Zeitraum vor Einführung des Mindestlohns bis zum aktuellen Rand abzudecken. Hierbei stellt 2013 das Referenzjahr dar. Entsprechend sind Interaktionen von Jahresdummies mit dem Kaitz-Index für alle Jahre ab 2014 enthalten. Die geschätzten Parameter dieser Interaktionen stellen die DiD-Koeffizienten dar und sind die Parameter, die in dieser Schätzung von Interesse sind. Der geschätzte Koeffizient für die Interaktion des Kaitz-Index mit dem Jahr 2014 kann als Antizipationseffekt interpretiert werden. Dieser sollte im SOEP jedoch kein großes Problem darstellen, da die Befragungen in der Regel am Anfang des Jahres stattfinden. Zusätzlich ist jedoch zu berücksichtigen, dass sich die Löhne in Regionen, in denen eine hohe Eingriffsintensität durch den Mindestlohn zu erwarten ist, bereits vor der Einführung des Mindestlohns auf einem anderen Wachstumspfad befinden können. Sollte dies der Fall sein, ist eine kausale Interpretation der Ergebnisse nicht

²² Basierend auf den Daten der VSE/VE lässt sich ein ähnliches Bild erkennen. Hier ist jedoch basierend auf den Monatslöhnen ein eindeutigerer Rückgang der Lohnungleichheit zu erkennen. Abb. A 5.6 und Abb. A 5.7 stellen das reale Wachstum der Monats- bzw. Stundenlöhne basierend auf der den Stichproben der VSE/VE dar relativ zum Jahr 2014 dar.

ohne weiteres möglich. Zusätzlich wird für eine Reihe von individuellen beobachteten Charakteristika kontrolliert.²³

Tab. 5.1: Mindestlohneffekte auf die unbedingte Verteilung der Monatslöhne

	1	2	3	4	5	6	7
	Log. Lohn	RIF(5)	RIF(10)	RIF(20)	RIF(50)	RIF(80)	Varianz
Konstante	8,398*** (0,029)	6,438*** (0,047)	8,058*** (0,123)	8,198*** (0,069)	8,547*** (0,040)	8,633*** (0,048)	0,118** (0,059)
2014	0,002 (0,024)	0,06 (0,054)	-0,185 (0,129)	-0,069 (0,062)	-0,01 (0,032)	0,031 (0,033)	0,112* (0,061)
2015	-0,016 (0,026)	0,037 (0,054)	-0,222* (0,131)	-0,153** (0,071)	0,012 (0,037)	0,081** (0,039)	0,213*** (0,063)
2016	-0,04 (0,028)	-0,005 (0,058)	-0,330** (0,142)	-0,290*** (0,073)	-0,022 (0,040)	0,075* (0,042)	0,252*** (0,066)
2017	-0,04 (0,030)	-0,023 (0,058)	-0,255* (0,144)	-0,187** (0,076)	-0,015 (0,044)	0,125*** (0,049)	0,327*** (0,070)
2018	0,006 (0,032)	0,073 (0,060)	-0,119 (0,148)	-0,200** (0,081)	-0,079* (0,046)	0,214*** (0,052)	0,223*** (0,070)
2019	-0,047 (0,032)	0,075 (0,062)	-0,136 (0,144)	-0,280*** (0,080)	-0,192*** (0,047)	0,197*** (0,055)	0,319*** (0,071)
Kaitz-Index	-0,626*** (0,044)	-0,143* (0,073)	-0,464** (0,195)	-0,601*** (0,109)	-0,691*** (0,062)	-0,500*** (0,072)	0,119 (0,094)
Kaitz-Index x Jahr (Referenz: 2013)							
Placebo 2014	0,042 (0,038)	-0,019 (0,084)	0,339* (0,205)	0,158 (0,099)	0,05 (0,050)	-0,02 (0,051)	-0,204** (0,097)
DiD 2015	0,096** (0,041)	0,074 (0,083)	0,464** (0,209)	0,356*** (0,113)	0,032 (0,058)	-0,074 (0,059)	-0,373*** (0,099)
DiD 2016	0,184*** (0,043)	0,154* (0,088)	0,619*** (0,221)	0,590*** (0,114)	0,146** (0,062)	-0,027 (0,063)	-0,431*** (0,104)
DiD 2017	0,150*** (0,049)	0,185** (0,093)	0,547** (0,235)	0,464*** (0,125)	0,104 (0,073)	-0,157** (0,079)	-0,593*** (0,114)
DiD 2018	0,134*** (0,051)	0,043 (0,096)	0,323 (0,238)	0,522*** (0,130)	0,254*** (0,073)	-0,239*** (0,082)	-0,413*** (0,114)
DiD 2019	0,270*** (0,050)	0,049 (0,096)	0,460** (0,230)	0,722*** (0,128)	0,477*** (0,075)	-0,159* (0,086)	-0,559*** (0,114)
Kontrollvariablen	ja	ja	ja	ja	ja	ja	ja
Adj. R ²	0,774	0,532	0,713	0,565	0,483	0,373	0,547
Beobachtungen	79.040	79.040	79.040	79.040	79.040	79.040	79.040

Quelle: SOEP.v36eu. – Anmerkungen: OLS-Regressionsergebnisse für den regionalen DiD-Ansatz entsprechend Beschreibung in Kapitel 2.5. Spaltentitel bezeichnen die jeweilige abhängige Variable (in Bezug auf den logarithmierten Monatslohn). In den Spalten 2 bis 7 bildet die RIF (*recentered influence function*) an verschiedenen Stellen der Verteilung (z.B. 5 für das 5. Perzentil) sowie die Varianz der logarithmierten Löhne die abhängige Variable. Alle Koeffizienten sind in Prozent ausgewiesen. Robuste Standardfehler in Klammern, auf Personenebene geclustert mit * $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$. Es werden keine Hochrechnungsfaktoren verwendet. Die Referenzgruppe ist männlich, verheiratet, hat keine Kinder unter 16 Jahren im Haushalt, arbeitet unbefristet in Vollzeit in einem technischen oder gleichrangigen nichttechnischen Beruf und in einer mittelgroßen Firma, hat ein mittleres Bildungsniveau und die deutsche Staatsangehörigkeit. Basierend auf der Längsschnittstichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3.

²³ Diese beinhalten kategoriale Variablen für die soziodemographischen Charakteristika Geschlecht, Alter, Bildungsabschluss, Familienstand und Staatsangehörigkeit sowie für die Beschäftigungscharakteristika Vertragsbefristung, Beschäftigungsart (Vollzeit/Teilzeit/Minijob), Firmengröße und Beruf.

Die Ergebnisse für die logarithmierten Monatslöhne sind in Tab. 5.1 und die Ergebnisse für die logarithmierten vereinbarten Stundenlöhne in Tab. 5.2 dargestellt.²⁴ Beide Tabellen zeigen in Spalte 1 die Ergebnisse einer OLS-Schätzung für den Mittelwert der jeweiligen abhängigen Variable. In den Spalten 2 bis 6 werden die Ergebnisse aus Schätzungen gezeigt, in der die abhängige Variable die RIF der logarithmierten Löhne vom 5. bis hoch zum 80. Perzentil der jeweiligen Lohnverteilung darstellt. Der Vergleich der Ergebnisse für die RIF der verschiedenen Perzentile ermöglicht es, Aussagen über Mindestlohneffekte auf die Lohnungleichheit zu treffen. In den Ergebnissen in Spalte 7 wird außerdem ein Modell geschätzt, in welchem die RIF der *Varianz* der Löhne die abhängige Variable darstellt. Die Varianz als Streuungsmaß der Lohnverteilung ermöglicht ebenfalls Aussagen über die Effekte auf die Lohnungleichheit. Sinkt beispielsweise die Varianz, wenn die Löhne am unteren Ende der Verteilung stärker ansteigen als die Löhne am oberen Ende der Verteilung, ist dies ein Beleg für eine Reduktion der Lohnungleichheit. Im Gegensatz zu Ergebnissen für die Mittelwerte verschiedener Perzentile kann sie die Lohnungleichheit in einer einzigen Maßzahl ausdrücken, da sie die Summe aller Lohnänderungen berücksichtigt.

Betrachtet man zunächst die Ergebnisse für den Mittelwert der logarithmierten Monatslöhne in Spalte 1 von Tab. 5.1, so ist zu erkennen, dass der Interaktionseffekt des Kaitz-Index mit dem Jahr 2014 nicht signifikant von null verschieden ist. Dies deutet darauf hin, dass es keine Antizipationseffekte gibt und die Schätzung nicht von einem *pre-trend* beeinflusst wird. In den nachfolgenden Jahren ist der Interaktionseffekt jedoch positiv und signifikant von null verschieden. Dies zeigt, dass sich der Mittelwert der logarithmierten Monatslöhne in Regionen erhöht hat, die einen hohen Kaitz-Index aufweisen und entsprechend überdurchschnittlich stark von der Einführung des Mindestlohns betroffen sind.

In Spalte 2 ist die Analyse für das 5. Perzentil der Lohnverteilung zu sehen. Wie beim Mittelwert ist hier ebenfalls kein Effekt für das Jahr 2014 zu erkennen. Darüber hinaus zeigt sich für dieses Perzentil ebenfalls kein Effekt im Jahr der Mindestloheinführung 2015. Jedoch sind in den Jahren 2016 und 2017 sehr moderate positive Lohneffekte feststellbar. Dieses Bild ändert sich jedoch, wenn man die Effekte auf die Stundenlöhne betrachtet (Tab. 5.2, Spalte 2). Hier ist für das Jahr 2014 ein moderater Effekt zu erkennen, der in den folgenden Jahren ab 2015 jedoch deutlich ansteigt. In diesen Jahren liegt der Effekt konstant über dem Wert von eins und nimmt über die Zeit weiter zu. Für das Jahr 2015 ist der Effekt von 1,3 so zu interpretieren, dass eine Erhöhung des Kaitz-Index (durch den Anstieg des Mindestlohns) um 10 Prozent mit einem Anstieg der Löhne (am 5. Perzentil) um 13 Prozent einhergeht.

Für das 10. und das 20. Perzentil (Spalten 3 und 4 in Tab. 5.2) ist ein positiver Effekt durch die Einführung des Mindestlohns festzustellen. Für das 10. Perzentil ist der Anstieg jedoch schon im Jahr 2014 zu erkennen. Es ist daher nicht auszuschließen, dass sich die Löhne in diesem Perzentil bereits vorher positiv entwickelt haben. In einigen Jahren sind positive Effekte bis zum Median (Spalte 5) zu erkennen, wo sie jedoch deutlich geringer ausfallen. Am 80. Perzentil sind negative Effekte zu erkennen, was insgesamt auf eine Reduktion der Lohnungleichheit, gemessen anhand der Monatslöhne, hindeutet. Dieses Ergebnis wird durch die Analyse der Lohnvarianz bestätigt. Hier ist zu sehen, dass alle Interaktionseffekte negativ und statistisch signifikant von null verschieden sind. Jedoch ist auch hier zu berücksichtigen, dass der Effekt für das Jahr 2014 ebenfalls

²⁴ Die Tabellen zeigen die Ergebnisse für Monatslöhne und vereinbarte Stundenlöhne ohne die Ausweisung der Koeffizienten für individuelle Kontrollvariablen. Tab. A 5.1 im Anhang enthält Ergebnisse für die tatsächlichen Stundenlöhne, die denen für die vereinbarten Stundenlöhne stark ähneln. Dort enthalten sind zudem auch die Koeffizienten für die Kontrollvariablen. Diese unterscheiden sich nur wenig zwischen den Regressionen für Monats- und Stundenlöhne.

negativ und signifikant von null verschieden ist. Dies könnte auf Antizipationseffekte hindeuten, wie sie beispielsweise auch von Bossler und Schank (2020) berichtet werden.

Tab. 5.2: Mindestlohneffekte auf die unbedingte Verteilung der vereinbarten Stundenlöhne

	1	2	3	4	5	6	7
	Log. Lohn	RIF(5)	RIF(10)	RIF(20)	RIF(50)	RIF(80)	Varianz
Konstante	3,281*** (0,025)	3,056*** (0,086)	2,901*** (0,048)	3,130*** (0,043)	3,297*** (0,036)	3,385*** (0,044)	-0,021 (0,027)
2014	0,007 (0,020)	-0,186** (0,091)	-0,071 (0,050)	-0,028 (0,040)	0,018 (0,028)	0,057* (0,033)	0,061** (0,024)
2015	-0,019 (0,023)	-0,655*** (0,098)	-0,174*** (0,054)	-0,057 (0,045)	0,052 (0,032)	0,058 (0,038)	0,151*** (0,026)
2016	-0,025 (0,025)	-0,671*** (0,097)	-0,274*** (0,056)	-0,104** (0,048)	0,052 (0,035)	0,092** (0,041)	0,190*** (0,027)
2017	-0,026 (0,026)	-0,736*** (0,099)	-0,445*** (0,057)	-0,188*** (0,050)	0,092** (0,039)	0,115** (0,046)	0,231*** (0,028)
2018	-0,001 (0,027)	-0,640*** (0,102)	-0,418*** (0,058)	-0,209*** (0,052)	0,116*** (0,041)	0,220*** (0,050)	0,253*** (0,030)
2019	-0,031 (0,028)	-0,658*** (0,099)	-0,443*** (0,057)	-0,330*** (0,052)	0,014 (0,042)	0,225*** (0,053)	0,292*** (0,030)
Kaitz-Index	-0,677*** (0,039)	-1,395*** (0,138)	-0,871*** (0,077)	-0,818*** (0,069)	-0,621*** (0,056)	-0,478*** (0,067)	0,223*** (0,042)
Kaitz-Index x Jahr (Referenz: 2013)							
Placebo 2014	0,033 (0,032)	0,390*** (0,147)	0,165** (0,081)	0,083 (0,064)	0,011 (0,044)	-0,058 (0,050)	-0,122*** (0,038)
DiD 2015	0,104*** (0,035)	1,295*** (0,157)	0,394*** (0,087)	0,146** (0,072)	-0,024 (0,049)	-0,04 (0,057)	-0,281*** (0,040)
DiD 2016	0,169*** (0,037)	1,388*** (0,155)	0,622*** (0,089)	0,286*** (0,076)	0,031 (0,054)	-0,054 (0,061)	-0,347*** (0,042)
DiD 2017	0,137*** (0,042)	1,496*** (0,165)	0,914*** (0,094)	0,395*** (0,084)	-0,065 (0,064)	-0,138* (0,075)	-0,439*** (0,045)
DiD 2018	0,158*** (0,043)	1,359*** (0,167)	0,906*** (0,094)	0,490*** (0,086)	-0,045 (0,065)	-0,232*** (0,078)	-0,462*** (0,047)
DiD 2019	0,262*** (0,044)	1,438*** (0,161)	0,994*** (0,092)	0,753*** (0,085)	0,176*** (0,066)	-0,188** (0,081)	-0,525*** (0,048)
Kontrollvariablen	ja						
Adj. R ²	0,576	0,172	0,223	0,360	0,412	0,350	0,172
Beobachtungen	79.040	79.040	79.040	79.040	79.040	79.040	79.040

Quelle: SOEP.v36eu. Anmerkungen: OLS-Regressionsergebnisse für den regionalen DiD-Ansatz entsprechend Beschreibung in Kapitel 2.5. Spaltentitel bezeichnen die jeweilige abhängige Variable (in Bezug auf den logarithmierten vereinbarten Stundenlohn). In den Spalten 2 bis 7 bildet die RIF (*recentered influence function*) an verschiedenen Stellen der Verteilung (z.B. 5 für das 5. Perzentil) sowie die Varianz der logarithmierten Löhne die abhängige Variable. Alle Koeffizienten sind in Prozent ausgewiesen. Robuste Standardfehler in Klammern, auf Personenebene geclustert mit * $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$. Es werden keine Hochrechnungsfaktoren verwendet. Die Referenzgruppe ist männlich, verheiratet, hat keine Kinder unter 16 Jahren im Haushalt, arbeitet unbefristet in Vollzeit in einem technischen oder gleichrangigen nichttechnischen Beruf und in einer mittelgroßen Firma, hat ein mittleres Bildungsniveau und die deutsche Staatsangehörigkeit. Basierend auf der Längsschnittstichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3.

Wie schon in der deskriptiven Analyse fallen die Effekte für die Stundenlöhne eindeutiger aus als die für Monatslöhne. Hier ist für alle Perzentile unterhalb des Medians ein positiver Lohneffekt für alle Jahre zu erkennen. Für die Perzentile am und oberhalb des Medians sind keine oder leicht negative Effekte zu erkennen. Dies deutet ebenfalls auf eine Reduktion der Lohnungleichheit hin. Dieses Ergebnis spiegelt sich auch hier in negativen Effekten auf die Lohnvarianz (Spalte 7) wider.

Allerdings ist auch hier der Interaktionseffekt des Kaitz-Index für das Jahr 2014 statistisch signifikant, was die kausale Interpretation der DiD-Koeffizienten für die Lohnvarianz einschränkt.

Insgesamt lässt sich erkennen, dass die Lohnungleichheit nach der Einführung des Mindestlohns im Jahr 2015 abgenommen hat. Diese Einschätzung lässt sich sowohl anhand der deskriptiven Ergebnisse als auch anhand des regionalen DiD-Ansatzes zeigen. Insbesondere bei den Stundenlöhnen ist zu beobachten, dass die Löhne am unteren Ende der Verteilung stärker angestiegen sind als die am oberen Ende der Verteilung. Durch die Analyse der Varianz der Löhne kann dieser Eindruck bestätigt werden. Hier ist zu erkennen, dass die Varianz der Löhne sowohl auf Basis der Stunden- als auch auf Basis der Monatslöhne abgenommen hat. Einschränkend ist jedoch zu erwähnen, dass basierend auf den hier durchgeführten regionalen DiD-Analysen das Vorhandensein von *pre-trends* für einige Perzentile bzw. für die Varianz der Lohnverteilung nicht ausgeschlossen werden kann. Tendenziell weisen jedoch auch diese Ergebnisse auf eine verringerte Lohnungleichheit hin.

6 Lohnmobilität

Basierend auf den Ergebnissen aus Kapitel 3 ergeben sich mögliche Implikationen für die Lohnmobilität von Individuen. Hierbei könnten sowohl die Einführung als auch die Erhöhungen des Mindestlohns die Lohnmobilität auf zwei verschiedene Arten beeinflussen. Einerseits könnte die Abwärtsmobilität abnehmen, da der Mindestlohn eine gesetzliche untere Lohnschränke darstellt, unter die Arbeitnehmer nicht fallen können. Andererseits könnte aber auch die Aufwärtsmobilität abnehmen. Dies ist dadurch begründet, dass Betriebe in Folge der gestiegenen Lohnkosten im unteren Lohnsegment weniger Lohnsteigerungen in höheren Lohnbereichen durchführen. Dies würde die erhöhten Lohnkosten kompensieren, zulasten der Aufwärtsmobilität. Auf der Arbeitnehmerseite könnte der Mindestlohn zu weniger Investitionen in Humankapital (durch z.B. Weiterbildung) führen, da die Gefahr einer Abwärtsmobilität gesunken ist. Dies könnte ebenfalls zu einer Dämpfung der Aufwärtsmobilität beitragen.

Um diese möglichen Effekte zu untersuchen, werden im Folgenden zunächst deskriptive Untersuchungen durchgeführt, um anschließend kausale Analysen zur Lohnmobilität vorzunehmen. Bei der Deskription werden zwei Sets von empirischen Ergebnissen dargestellt. Beim ersten handelt es sich um Mobilitätsindizes wie bspw. Die Wahrscheinlichkeit, sich in ein anderes Dezil der Lohnverteilung zu bewegen, die Rangkorrelation für verschiedene Zeiträume, die Verteilung der Veränderungen der Rangkorrelationen sowie deren Varianz (vgl. Gernandt 2009, Riphahn und Schnitzlein 2016). Ein Vorteil dieser Indizes liegt darin, dass sie die Lohnmobilität durch ein einziges aggregiertes Maß darstellen. Bei dem zweiten Set werden individuelle Lohntransitionen ökonometrisch untersucht. Dabei wird unter anderem auf Logitmodelle und die Methode der *recentered influence function* (RIF, siehe hierzu auch Kapitel 5.3) zurückgegriffen. Für die Logitmodelle bietet sich eine binäre Betrachtung einer Verbesserung oder Verschlechterung in der Lohnverteilung von einem Jahr zum nächsten an (vgl. Bachmann et al. 2018). Die RIF-Methode kann genutzt werden, um zu untersuchen, inwiefern sich Veränderungen in der Verteilung der Lohnmobilität durch Veränderungen in beobachtbaren Charakteristika erklären lassen. Ähnlich wurde in der Literatur bereits in Bachmann et al. (2020a) und Riphahn und Schnitzlein (2016) vorgegangen. Der Vorteil dieser beiden Ansätze liegt darin, dass nun auch für Kompositionseffekte über die Zeit kontrolliert werden kann.

Sämtliche Ergebnisse zur deskriptiven Evidenz sollen für einen relativ langen Zeitraum dargestellt werden. Grund hierfür ist ein allgemeiner Abwärtstrend der Lohnmobilität in den letzten Jahrzehnten. Da ein kurzer Beobachtungszeitraum vor Einführung des Mindestlohns diesen Trend nicht einfangen könnte und somit einen verzerrten Zusammenhang darstellen würde, soll die deskriptive Evidenz bereits ab Beginn der 2000er Jahre starten.

Um anschließend noch mögliche kausale Effekte des Mindestlohns auf die Lohnmobilität zu identifizieren, wird ein regionaler DiD-Ansatz, vergleichbar mit dem von Clemens und Wither (2019), eingesetzt. Hierbei wird die regional unterschiedlich starke Eingriffsintensität des Mindestlohns (gemessen durch den Kaitz-Index, siehe Kapitel 2.5) als Variation genutzt, um den kausalen Effekt des Mindestlohns sowie seiner Erhöhungen auf die Lohnmobilität zu identifizieren.

Bei der Erstellung der Lohnindizes wird wie folgt vorgegangen: Zunächst wird die Lohnverteilung des tatsächlichen Stundenlohns in gleich große Segmente aufgeteilt. Je nach Analyse wird die Lohnverteilung für jedes Jahr entweder in 100 Gruppen (Perzentile) aufgeteilt, die somit jeweils 1 Prozent der Beschäftigten enthalten; oder in 20 Gruppen, die jeweils 5 Prozent der Beschäftigten enthalten. Im untersten Perzentil befinden sich die Personen, die die niedrigsten Löhne er-

halten und im obersten Perzentil entsprechend die Personen mit den höchsten Löhnen. Die Grenzen für die einzelnen Perzentile ändern sich jedes Jahr, sodass auch die Unterteilung in jedem Jahr aufs Neue stattfindet.

Als Lohnmobilität wird die Bewegung einer Person von ihrem Perzentil im Ausgangsjahr t zum neuen Perzentil im Ausgangsjahr $t+1$ ($t+2$, $t+3$) bezeichnet. Dabei kann die Person im selben Perzentil verbleiben (keine Mobilität), sich in ein höheres Perzentil bewegen (Aufwärtsmobilität) oder in ein niedrigeres Perzentil sinken (Abwärtsmobilität). Da die Einteilung in Perzentile jedes Jahr aufs Neue stattfindet, werden inflationäre sowie allgemeine Lohnwachstumseffekte berücksichtigt.

Im Vordergrund der Untersuchungen zur Lohnmobilität sollen die Effekte des Mindestlohns stehen. Deswegen werden in den folgenden Analysen nur Personen beachtet, die im Ausgangsjahr einen Stundenlohn unterhalb des Median-Stundenlohns verdienen. Dies entspricht allen Personen, die sich im Ausgangsjahr in den unteren 50 Perzentilen (bzw. in den unteren zehn 5 Prozent-Gruppen) befinden. Der Fokus der Analyse wird auf dieses Lohnsegment gelegt, weil sich hier die Effekte des Mindestlohns auf die Lohnmobilität widerspiegeln sollten. Bewegungen in oberen Lohnregionen lassen sich nicht auf den Mindestlohn zurückführen und sind somit die Folge von anderen ökonomischen Entwicklungen. Damit diese Bewegungen nicht zu einem verzerrten Bild der gesamten Lohnmobilität führen, werden hohe Löhne (oberhalb des Medians) aus der Analyse ausgeschlossen.

Sollte eine Person im Ausgangsjahr t unterhalb des Medians starten und sich in der Folgeperiode über den Median hinaus in ein höheres Perzentil bewegen, so wird dies einmalig als Aufwärtsmobilität identifiziert. Alle darauffolgenden Bewegungen mit einer Startposition oberhalb des Medians werden nicht berücksichtigt. Sollte eine Person umgekehrt oberhalb des Medians starten und in ein Perzentil unterhalb des Medians fallen, so wird diese Bewegung zunächst nicht in die Analysen einbezogen. Nur die erste anschließende und alle darauffolgenden Bewegungen mit einer Ausgangsposition unterhalb des Medians gehen in die Analysen ein. Daraus ergibt sich für die Aufwärtsmobilität eine maximal mögliche Aufwärtsbewegung von 99 Perzentilen, da eine Person im ersten Perzentil starten könnte und dann ins höchste (100.) Perzentil aufsteigen könnte. Für die Abwärtsmobilität ergibt sich hingegen eine maximale Abwärtsbewegung von 49 Perzentilen. Dies resultiert daraus, dass nur die Bewegungen mit einer Startposition aus dem maximal 50. Perzentil gezählt werden, um den im vorhergehenden Absatz beschriebenen Fokus auf die untere Hälfte der Lohnverteilung zu gewährleisten.²⁵ Somit wäre die höchste relevante Abwärtsbewegung eine aus dem 50. Perzentil herunter ins erste Perzentil.

Die Basis für alle Untersuchungen in diesem Kapitel ist die Längsschnittstichprobe, die in Kapitel 2.3 beschrieben ist. Da für alle Analysen die Bewegung von einer Periode zur nächsten relevant ist, gehen all diejenigen Beobachtungen in die einzelnen Berechnungen ein, die in einem Jahr t und in einem Folgejahr $t+1$ ($t+2$, $t+3$) in der Längsschnitt-Basisstichprobe enthalten sind. Wie in der wissenschaftlichen Literatur zur Lohnmobilität üblich, werden nur Personen betrachtet, die in Jahr t und dem Folgejahr beschäftigt sind. Zudem müssen in beiden Jahren Informationen zur abhängigen Beschäftigung sowie Angaben zu allen relevanten Größen wie z.B. Löhne verfügbar sein.

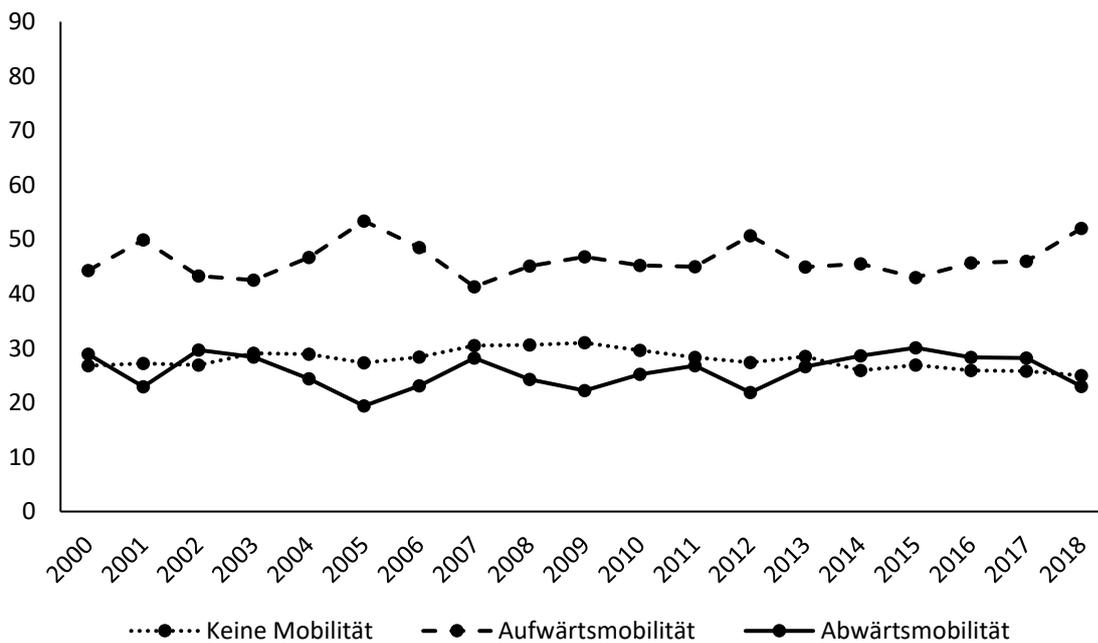
²⁵ Eine entsprechende Beschränkung der Aufwärtsmobilität ist nicht sinnvoll, da dies Personen aus der unteren Hälfte der Lohnverteilung, die sich in die obere Hälfte der Lohnverteilung hineinbewegen, aus der Analyse ausschließen würde. Daher ergibt sich eine Asymmetrie zwischen Aufwärts- und Abwärtsmobilität.

Zusätzlich werden aufgrund der Unterschiede in der Lohnverteilung zwischen Ost- und Westdeutschland sowie möglicher unterschiedlicher Auswirkungen des Mindestlohns die Analysen teilweise nach Ost- und Westdeutschland getrennt durchgeführt. Hierbei wird jeweils darauf bedingt, dass eine Person im ersten Jahr der jeweiligen Analyse in der entsprechenden Region wohnhaft ist. Die Anzahl an Personen, die zwischen Ost- und Westdeutschland umzieht, ist in der betrachteten Stichprobe sehr gering. Daher sollten die Ergebnisse nicht durch Mobilität zwischen Ost- und Westdeutschland beeinflusst werden.

6.1 Lohnmobilität: Deskriptive Evidenz

Die Indikatoren für Auf- und Abwärtsmobilität für Gesamtdeutschland sind in Abb. 6.1 dargestellt. Dabei werden alle Bewegungen in der Lohnverteilung von einem Jahr zum nächsten anteilig in die drei unterschiedlichen Kategorien der Mobilität aufgeteilt. Für diese Analyse werden die zehn 5-Prozent Gruppen unterhalb des Medians berücksichtigt. Generell ist zu erkennen, dass die Aufwärtsmobilität den größten Teil aller Bewegungen ausmacht, was an der oben beschriebenen Erfassung der Mobilität liegt, deren Fokus auf den unteren 50 Prozent der Lohnverteilung liegt.

Abb. 6.1: Mobilität zwischen Dezilen der Lohnverteilung: Kategorien
in %



Quelle: SOEP.v36eu.

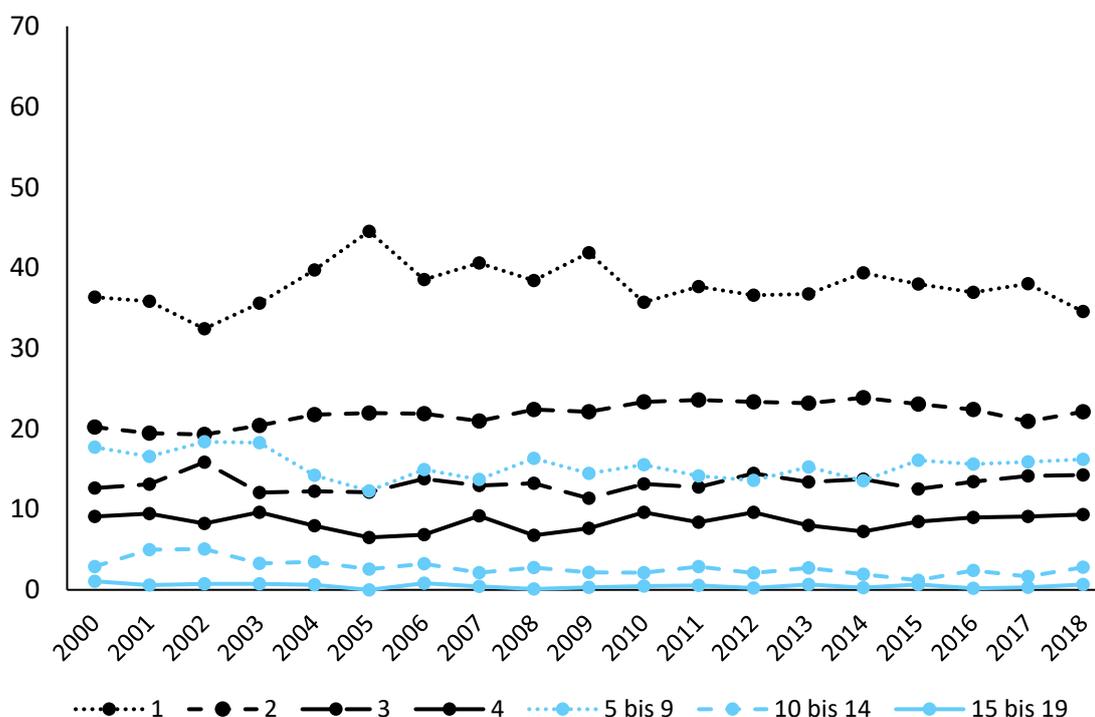
Die Aufwärtsmobilität ist relativ konstant bei ca. 40 bis 50 Prozent. Die Einführung des Mindestlohns im Jahr 2015 hat zu keiner merklichen Erhöhung der Aufwärtsmobilität geführt.²⁶ Ebenso hat die erste Erhöhung des Mindestlohns im Jahr 2017 zu keiner deutlichen Zunahme der Aufwärtsmobilität beigetragen. Anders ist es bei der letzten Erhöhung im Beobachtungszeitraum: Die Erhöhung im Jahr 2019 ging mit einer leichten Zunahme der Aufwärtsmobilität einher, die sich durch den Anstieg für das Jahr 2018 zeigt, welches den Übergang von 2018 zu 2019 darstellt. Keine Mobilität und Abwärtsmobilität befinden sich über die Jahre hinweg auf einem ähnlichen

²⁶ Dafür wird 2014 betrachtet, da dieses Jahr den Übergang von 2014 zu 2015 enthält.

Niveau. Keine Mobilität bedeutet dabei, dass eine Person von Jahr t zu $t+1$ in derselben 5-Prozent Lohngruppe verweilt. Der Anteil dieser Beschäftigten liegt zwischen 25 und 30 Prozent, wobei es in den letzten zehn Jahren einen leichten Abwärtstrend gab, in dem die Immobilität stetig leicht abnimmt. Die Abwärtsmobilität weist etwas mehr Schwankungen auf. So reichen die Anteile hier von 19 Prozent bis zu etwas über 30 Prozent aller Bewegungen pro Jahr. Generell lag die Abwärtsmobilität für einen langen Zeitraum unterhalb der Immobilität, seit der Einführung des Mindestlohns hat der Anteil der Abwärtsbewegungen diese jedoch überstiegen, was sich erst für den Übergang vom Jahr 2018 zum Jahr 2019 wieder ändert.

Zusätzlich zu den Indikatoren für Mobilität lässt sich auch die Größe der einzelnen Bewegungen untersuchen. In Abb. 6.2 und Abb. 6.3 sind die Indikatoren für Auf- und Abwärtsmobilität nach der Größe der jeweiligen Bewegung unterteilt. In Abb. 6.2 ist zu erkennen, dass durchschnittlich 38 Prozent aller Aufwärtsbewegungen eine Bewegung in die nächsthöhere Lohngruppe darstellen. In durchschnittlich 22 Prozent der Fälle wird eine Lohngruppe übersprungen, sodass sich 2 Gruppen aufwärtsbewegt wird. Drei und vier Lohngruppen werden in ca. 10 Prozent aller Aufwärtsbewegungen übersprungen. Größere Sprünge in der Lohnverteilung, insbesondere in der Größenordnung von 10 bis 19 Gruppen sind eher selten und stellen durchschnittlich nur ca. 2,7 (10-14) und 0,5 Prozent (15-19) aller Bewegungen dar. Weiterhin sind alle Anteile relativ gleichförmig über die Zeit. Für das Jahr 2014, also die Aufwärtstransitionen von 2014 zu 2015, ist ein Anstieg bei den kleinen Sprüngen (insbesondere die Aufwärtsmobilität um ein Lohndezil) erkennbar, der auf die Einführung des Mindestlohns zurückzuführen sein könnte. Für die Erhöhungen des Mindestlohns lassen sich in der Größe der Aufwärtsbewegungen hingegen keine besonderen Ausschläge erkennen.

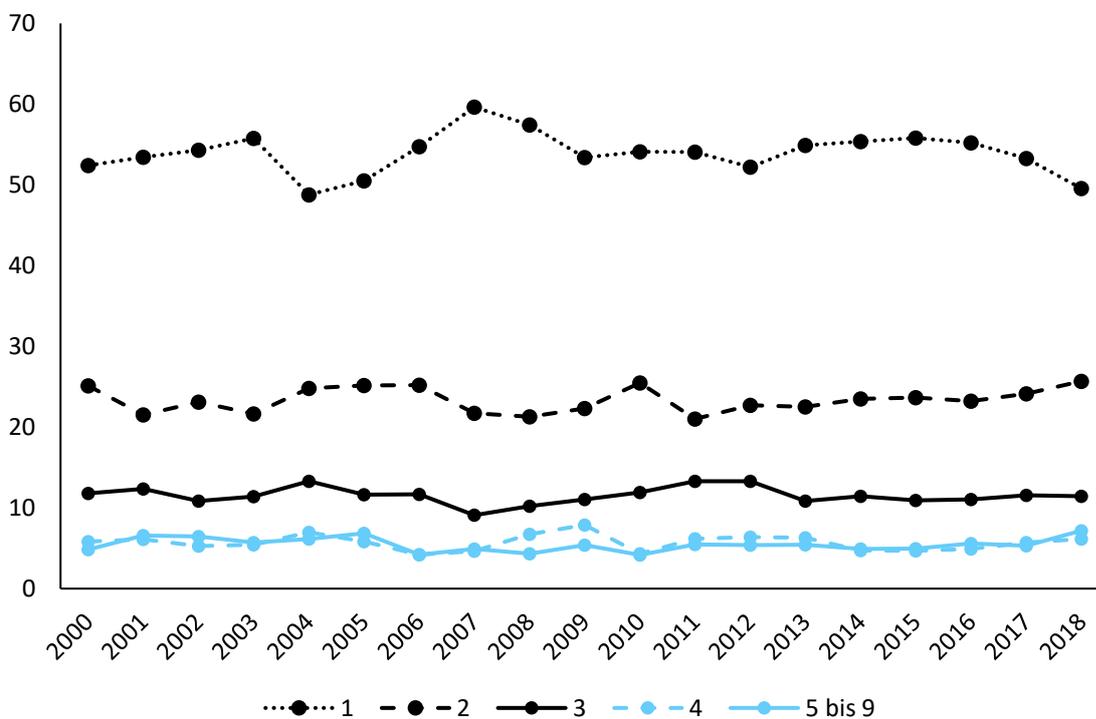
Abb. 6.2: Aufwärtsmobilität zwischen Dezilen der Lohnverteilung: Größe in %



Quelle: SOEP.v36eu.

Ein ähnliches Bild zeigt sich für die Größe der Abwärtsbewegungen in Abb. 6.3. Ein mehrheitlicher Teil aller Abwärtsbewegungen endet in der nächsttieferen Lohngruppe. Vor allem zu Beginn der 2000er gab es einen starken Anstieg dieser Gruppe bis auf einen Anteil von fast 60 Prozent (für das Jahr 2007 auf 2008). Dieser pendelte sich anschließend jedoch wieder auf einem Niveau von ca. 55 Prozent ein. Ein Absinken um zwei Lohngruppen ist die nächsthäufigste Abwärtsbewegung, mit einem Anteil von ungefähr 24 Prozent. Ungefähr die Hälfte davon machen die Bewegungen um 3 Lohngruppen aus. Vier und mehr Lohngruppen werden mit respektiv 5,7 Prozent (4 Lohngruppen) und 5,4 Prozent (5-9 Lohngruppen) eher seltener übersprungen.²⁷ Hierbei ist der Verlauf der Graphen größtenteils gleichförmig mit keinen großen Ausschlägen in den für den Mindestlohn relevanten Jahren.

Abb. 6.3: Abwärtsmobilität zwischen Dezilen der Lohnverteilung: Größe
in %



Quelle: SOEP.v36eu.

Individuelle und berufliche Charakteristika sind typischerweise bedeutende Determinanten des Niveaus der Lohnmobilität (vgl. Bachmann et al. 2020a). Entsprechend analysieren wir mithilfe der verwendeten Stichprobe, welche Faktoren die Wahrscheinlichkeit, in der Lohnverteilung aufzusteigen bzw. abzustiegen, beeinflussen. Dafür werden Logitmodelle geschätzt, bei denen die abhängige binäre Variable die Mobilität in eine andere 5-Prozent-Lohngruppe beschreibt. Die Referenzgruppe für Aufwärts- bzw. Abwärtsmobilität ist jeweils der Verbleib in derselben Lohngruppe oder eine gegenteilige Bewegung²⁸. Zusätzlich wird die Gesamtmobilität betrachtet, wofür Auf- und Abwärtsmobilität zusammengenommen werden, mit keiner Mobilität als Referenz. Die Ergebnisse der Regressionen sind in Tab. 6.1 dargestellt.

²⁷ Die Fallzahlen sind hierfür jedoch relativ gering mit durchschnittlich 44 Beobachtungen pro Jahr für Sprünge über 4 Lohngruppen und 43 Beobachtungen für Sprünge über 5-9 Lohngruppen hinweg.

²⁸ Referenz für Aufwärtsmobilität ist Keine Mobilität & Abwärtsmobilität. Referenz für Abwärtsmobilität ist Keine Mobilität & Aufwärtsmobilität.

Tab. 6.1: Determinanten der Lohnmobilität (Dezilwechsel, Logit-Modell)

	Aufwärts- mobilität 1	Abwärts- mobilität 2	Mobilität insgesamt 3
<u>Soziodemografische Charakteristika</u>			
Weiblich	-0,06*** (0,01)	0,04*** (0,01)	-0,03*** (0,01)
Alter (Referenz: zwischen 25 und 54 Jahre)			
24 Jahre und jünger	0,00 (0,02)	-0,02 (0,02)	-0,01 (0,02)
55 Jahre und älter	-0,04*** (0,01)	0,03*** (0,01)	-0,01 (0,01)
Bildungsabschluss (Referenz: Abgeschlossene Lehre)			
Kein beruflicher Abschluss	-0,04*** (0,01)	0,05*** (0,01)	0,01 (0,01)
Universitätsabschluss	0,06*** (0,01)	-0,04*** (0,01)	0,02** (0,01)
Unverheiratet	-0,01 (0,01)	0,02** (0,01)	0,01 (0,01)
Kind(er) im Haushalt	0,03*** (0,01)	-0,01* (0,01)	0,02*** (0,01)
Ausländische Staatsangehörigkeit	-0,02* (0,01)	0,03*** (0,01)	0,01 (0,01)
Ostdeutschland	0,04 (0,04)	-0,01 (0,03)	0,03 (0,03)
<u>Beschäftigungscharakteristika</u>			
Befristeter Vertrag	-0,00 (0,01)	0,02* (0,01)	0,01 (0,01)
Beschäftigungsart (Referenz: Vollzeitbeschäftigt)			
Teilzeitbeschäftigt	-0,05*** (0,01)	0,09*** (0,01)	0,03*** (0,01)
Minijob	-0,17*** (0,01)	0,20*** (0,02)	-0,03** (0,01)
Firmengröße (Referenz: 20 bis unter 200 Beschäftigte)			
unter 20 Beschäftigte	-0,06*** (0,01)	0,03*** (0,01)	-0,03*** (0,01)
200 Beschäftigte und mehr	0,06*** (0,01)	-0,04*** (0,01)	0,03*** (0,01)
Sektor (Referenz: Produzierendes Gewerbe)			
Verkauf, Transport, Logistik	-0,05*** (0,01)	0,03*** (0,01)	-0,02* (0,01)
Dienstleistungen	-0,02 (0,01)	0,02 (0,01)	0,00 (0,01)
Öff. Verwaltung, Bildung, Gesundheit	0,02 (0,01)	-0,01 (0,01)	0,01 (0,01)
Sonstige	-0,05*** (0,01)	0,05*** (0,01)	-0,02 (0,01)
Dauer der Betriebszugehörigkeit	0,00*** (0,00)	-0,00*** (0,00)	0,00 (0,00)
Veränderung der Beschäftigung			
Stellenwechsel	0,14*** (0,01)	-0,02 (0,01)	0,13*** (0,01)
Berufswechsel	0,00 (0,02)	0,03 (0,02)	0,03 (0,02)

	Aufwärts- mobilität 1	Abwärts- mobilität 2	Mobilität insgesamt 3
Beruf (Referenz: Technische und gleichrangige nichttechnische Berufe)			
Führungskräfte	0,06** (0,03)	-0,03 (0,02)	0,04* (0,02)
Akademische Berufe	0,07*** (0,01)	-0,04*** (0,01)	0,03** (0,01)
Bürokräfte und verwandte Berufe	-0,06*** (0,01)	0,03*** (0,01)	-0,03*** (0,01)
Dienstleistungsberufe und Verkauf	-0,11*** (0,01)	0,09*** (0,01)	-0,03*** (0,01)
Fachkräfte in Land- und Forstwirtschaft	-0,12*** (0,03)	0,18*** (0,04)	0,03 (0,03)
Handwerks- und verwandte Berufe	-0,04*** (0,01)	0,07*** (0,01)	0,02 (0,01)
Bedienung von Anlagen und Maschinen	-0,08*** (0,01)	0,11*** (0,01)	0,01 (0,01)
Hilfsarbeitskräfte	-0,13*** (0,01)	0,12*** (0,01)	-0,03** (0,01)
Jahre (Referenz: 2012/13)			
2013/2014	-0,04*** (0,01)	0,06*** (0,01)	0,01 (0,01)
2014/2015	-0,05*** (0,01)	0,07*** (0,01)	0,01 (0,01)
2015/2016	-0,06*** (0,01)	0,09*** (0,01)	0,02 (0,01)
2016/2017	-0,04*** (0,01)	0,06*** (0,01)	0,01 (0,01)
2017/2018	-0,04*** (0,01)	0,09*** (0,01)	0,04*** (0,01)
2018/2019	0,02 (0,01)	0,01 (0,01)	0,03*** (0,01)
Bundesland	ja	ja	ja
Dezil der Lohnverteilung im Ausgangsjahr t	ja	ja	ja
Pseudo R ²	0,04	0,05	0,05
Beobachtungen	23.619	21.252	23.619

Quelle: SOEP.v36eu. – Anmerkungen: Logit-Regressionsergebnisse für die Wahrscheinlichkeit einer Aufwärts- bzw. Abwärtstransition (Spalten 1 und 2) bzw. Mobilität insgesamt (Spalte 3) zwischen einem Jahr t und Jahr t+1 in der Verteilung der tatsächlichen Stundenlöhne, basierend auf Dezilen. Die Einteilung erfolgt nach Ausgangsjahr unter der Verwendung von Hochrechnungsfaktoren. Basierend auf der Längsschnittstichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3. Robuste Standardfehler in Klammern, auf Personenebene geclustert mit * p < 0,1, ** p < 0,05, *** p < 0,01.

Frauen, ältere Beschäftigte, Personen mit Migrationshintergrund und Personen ohne beruflichen Abschluss weisen eine geringere Wahrscheinlichkeit der Aufwärtsmobilität auf, während ihre Abwärtsmobilität etwas wahrscheinlicher ist als für die jeweilige Referenzgruppe. Anders sieht es bei Personen mit einem Universitätsabschluss aus, diese weisen eine höhere Chance der Aufwärtsmobilität auf, mit geringerer Wahrscheinlichkeit für Abwärtsmobilität. Diese Ergebnisse stehen im Einklang mit Studien, die Aufwärtsmobilität vor allem bei qualifizierten Männern finden (z.B. Fachinger und Himmelreicher 2007). Bei den Beschäftigungscharakteristika spielen vor allem die Art der Beschäftigung und die Größe des Arbeitgebers eine Rolle für die Mobilität. So haben Teilzeitbeschäftigte und Personen mit Minijobs eine signifikant höhere Wahrscheinlichkeit

in der Lohnverteilung abzustiegen, während ihre Aufstiegschancen geringer sind als bei den Vollzeitbeschäftigten. Weiterhin ist die Aufwärtsmobilität in großen Firmen tendenziell wahrscheinlicher als in solchen mit weniger als 20 Beschäftigten. Dies resultiert auch in einer kleineren Wahrscheinlichkeit für die Abwärtsmobilität in großen Firmen, während Beschäftigte in kleinen Unternehmen eher davon betroffen sind. Schließlich spielt auch der Beruf eine Rolle für die Mobilität. So haben hochqualifizierte Berufe wie Führungskräfte oder akademische Berufe eine signifikant höhere Chance der Aufwärtsmobilität, bei geringeren Abstiegschancen. Für Berufe, die weniger Qualifikationen benötigen, sind die Chancen einer Aufwärtsbewegung kleiner, während das Risiko einer Abwärtsmobilität höher ist.

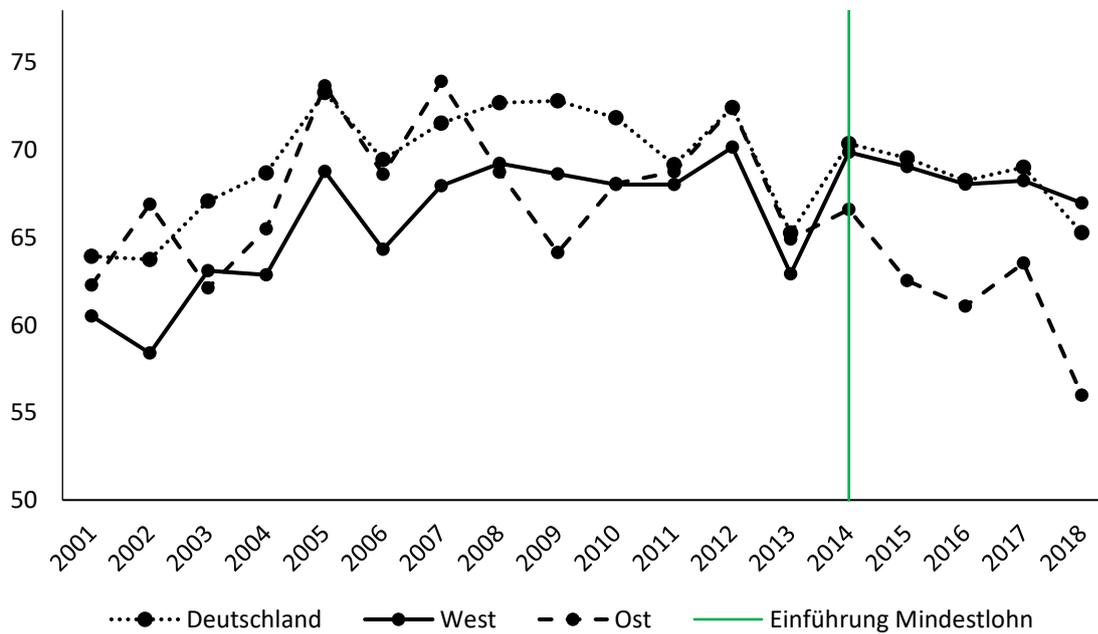
Weiterhin zeigen die Ergebnisse für die Jahresdummies, dass sich im Zeitraum der Mindestlohneinführung (2014/2015, 2015/2016) die Wahrscheinlichkeit, eine Abwärtstransition zu erfahren, verringert hat. Die Aufwärtsmobilität ist hingegen nicht signifikant angestiegen. Die Wahrscheinlichkeiten von Aufwärts- und Abwärtstransitionen verhalten sich aus zwei Gründen nicht spiegelbildlich zueinander: Zum einen können sich die Charakteristika der Personen, die sich in der Lohnverteilung nach oben oder unten bewegen, unterscheiden. Zum anderen kann sich die durchschnittliche Größe der Bewegungen zwischen Aufwärts- und Abwärtstransitionen unterscheiden.

Im letzten Vergleich von Personen mit und ohne Lohnmobilität wird in der dritten Spalte von Tab. 6.1 die Gesamtmobilität betrachtet. Hierbei werden Auf- und Abwärtsbewegungen gebündelt und Immobilität gegenübergestellt. Generell ergibt sich ein sehr ähnliches Bild wie bei den einzelnen Bewegungen. Individuelle Faktoren wie Geschlecht und Bildung spielen eine große Rolle für die Gesamtmobilität. Ebenso bleiben Jobcharakteristika wie Beschäftigungsart, Größe der Firma und der Beruf wichtige Faktoren für die Lohnmobilität.

Um ein detaillierteres Bild der Übergänge zu erhalten, werden nachfolgend die Rangkorrelationen der Positionen in der Lohnverteilung betrachtet. Dafür wird die Korrelation zwischen dem Perzentil im Ausgangsjahr t mit dem Perzentil aus dem Folgejahr $t+1$ ($t+2$, $t+3$) berechnet. Diese Rangkorrelation gibt wieder, wie stark die Position in der Lohnverteilung in einem Jahr mit der Position in der Lohnverteilung des Folgejahres zusammenhängt. Ein hoher Korrelationswert bedeutet demnach, dass die Perzentilränge sehr ähnlich sind und es wenige (große) Wechsel in andere Perzentile der Lohnverteilung und somit wenig Mobilität gibt. Die durchschnittlichen Rangkorrelationen pro Jahr für Gesamtdeutschland sowie getrennt nach Ost- und Westdeutschland sind für den Zeitraum 2001 bis 2018 in Abb. 6.4 dargestellt. Hierbei werden, entsprechend den vorhergehenden Analysen, nur Korrelationen beachtet, deren Ausgangsjahr t in einem Perzentil unterhalb des Medians (1 bis 50. Perzentil) liegt.

Es lässt sich erkennen, dass alle drei Rangkorrelationen einem relativ ähnlichen Pfad folgen. Bis ca. 2007/2008 weisen die drei Zeitreihen einen Aufwärtstrend auf. Ab da stagnieren die Rangkorrelationen jedoch etwas, mit einem deutlichen Einbruch der Korrelationen im Jahr 2013/2014. Zwar erholen sich Gesamt- und Westdeutschland danach, bleiben jedoch beide auf einem leichten Abwärtstrend. Anders sieht es für Ostdeutschland aus. Dort ist die Erholung der Rangkorrelation bis 2016 nicht so stark ausgeprägt wie in Westdeutschland. Nach einem kurzen Anstieg im Jahr 2017 auf 2018 folgt ein deutlicher Einbruch im letzten Jahr des Beobachtungszeitraums. Generell ist daraus zu schließen, dass seit der Einführung des Mindestlohns eine Abnahme der Rangkorrelation zu beobachten ist, vor allem in Ostdeutschland. Diese deutet darauf hin, dass die Position in der Lohnverteilung im Jahr t nicht mehr so stark die Position im Folgejahr bestimmt. Angesichts der vorhergehenden Ergebnisse ist dies vermutlich insbesondere auf die Aufwärtsmobilität zurückzuführen.

Abb. 6.4: Rangkorrelationen der Lohnmobilität nach Region
in %



Quelle: SOEP.v36eu. – Anmerkungen: Korrelation des individuellen Perzentils der Verteilung der tatsächlichen Stundenlöhne zwischen Jahr t und Jahr $t+1$. Einteilung der Perzentile und Berechnung der Durchschnitte erfolgt pro Ausgangsregion und -jahr unter Verwendung von Hochrechnungsfaktoren. Basierend auf der Längsschnittstichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3.

Die Rangkorrelationen lassen sich auch für die Mobilität über mehrere Jahre hinweg berechnen. Abb. A 6.1 zeigt die Rangkorrelationen für 1-Jahres-Abstände (also Mobilität von Jahr t zu Jahr $t+1$) sowie für 2-Jahres- (t zu $t+2$) und 3-Jahres-Abstände (t zu $t+3$) für Deutschland. Es wird deutlich, dass die Rangkorrelationen für diese verschiedenen Abstände ähnlich verlaufen. Während das Niveau der Rangkorrelationen mit der Größe der betrachteten Abstände abnimmt, ähneln sich die Entwicklungen der drei dargestellten Zeitreihen weitestgehend. Es lässt sich derselbe Aufwärtstrend bis 2007/2008 erkennen, mit einem folgenden leichten Abwärtstrend. Da sich hier ähnliche Dynamiken beobachten lassen, wird im Folgenden nur noch auf 1-Jahres-Abstände eingegangen.

Grundlage für die Rangkorrelationen sind Verteilungen der Veränderung in Rangpositionen von einem Jahr zum darauffolgenden Jahr. Diese sind in der Abb. A 6.2 dargestellt. Die Histogramme zeigen an, welcher Anteil der Erwerbstätigen eine bestimmte Veränderung in ihren Rangpositionen aufweist, z.B. wie viele Personen sich 10 Perzentile nach unten oder 20 Perzentile nach oben bewegen. Durch den Fokus auf die Startposition unterhalb des Medians ergibt sich eine linkssteile Verteilung, da man für die Aufwärtsbewegung bis zu 99 Perzentile aufsteigen und für die Abwärtsbewegung nur 49 absteigen kann. Alle Histogramme weisen eine sehr ähnliche Form auf, die darauf hindeutet, dass der Großteil aller Rangpositionswechsel um null herum stattfindet (also relativ kleine Sprünge).

Um diese Entwicklung im Zeitverlauf noch besser darzustellen, wird in Abb. A 6.3 im Anhang die Varianz der Rangpositionswechsel pro Jahr dargestellt. Dabei sind die Varianzen mit dem Wert von Gesamtdeutschland aus dem Startjahr 2000 normiert. Damit ergibt sich für das Startjahr eine größere Streuung der Rangpositionswechsel für Ost- und Westdeutschland als für Gesamtdeutschland. Analog zu dem Aufwärtstrend der Rangkorrelationen von 2000 bis 2008 sinkt auch

die Varianz der Rangwechsel in diesem Zeitraum. Dies bedeutet, dass es weniger sehr große Bewegungen gab und die Streuung der Rangwechsel geringer wurde. Mit der Einführung des Mindestlohns im Jahr 2014/2015 hat die Varianz und damit auch die Streuung wieder zugenommen, sodass Deutschland und Westdeutschland wieder das alte Niveau aus dem Jahr 2000 erreichen, während Ostdeutschland darüber hinaus auf 125 Prozent der ursprünglichen Varianz springt. Verbunden mit dem deutlichen Rückgang der Rangkorrelation in Ostdeutschland für 2018/2019 deutet die erhöhte Varianz auch auf mehr und größere Mobilität im Osten als im Westen Deutschlands hin.

Um das Ausmaß der Veränderung der Verteilung genauer zu analysieren, wird im Folgenden die oben erwähnte RIF-Analyse eingesetzt. Diese kann zum einen dazu genutzt werden, zu quantifizieren, ob sich die Streuung der Verteilung, gemessen durch die Standardabweichung, über die Zeit verändert hat; zum anderen dazu, die Bedeutung von Kompositionseffekten für diese Veränderungen zu berechnen.

Die Ergebnisse der RIF-Analyse für die Standardabweichung der Lohnmobilität für die Zeiträume vor der Mindestlohneinführung (2012 – 2014) und danach (2015 – 2019) sind in Tab. 6.2 dargestellt. Die Ergebnisse bestätigen die vorherige deskriptive Evidenz, dass die Standardabweichung der Lohnmobilität für Gesamtdeutschland nahezu unverändert bleibt. Für Westdeutschland gab es einen kleinen Rückgang um 0,28 Standardabweichungen, welcher jedoch nicht signifikant ist. Eine deutliche Änderung gab es in Ostdeutschland, wo die Standardabweichung der Lohnmobilität um 1,12 gestiegen ist. Dies lässt sich dahingehend interpretieren, dass es im späteren Zeitraum mehr große Lohnveränderungen gab als im früheren Zeitraum. Diese Beobachtung ist im Einklang mit der geringeren Rangkorrelation und gestiegenen Varianz in Ostdeutschland seit Einführung des Mindestlohns.

Die detaillierte Dekomposition der Standardabweichung zeigt, wodurch diese Differenz zustande kommt. Hierbei wird die Differenz in einen beobachtbaren Teil („Komposition“) und in einen unbeobachtbaren Teil („Struktur“) zerlegt. Während die Komposition für Westdeutschland zur Differenz der Standardabweichungen beiträgt, ist die Komposition in Ostdeutschland eher für einen Rückgang der Differenz zwischen den Zeiträumen verantwortlich. Somit ist die Veränderung der Komposition der Beschäftigung offenbar kein Treiber für den starken Rückgang im späteren Zeitraum. Anders sieht es bei den unbeobachtbaren Faktoren aus. Diese beinhalten sämtliche Einflüsse, die nicht auf Kompositionseffekte zurückzuführen sind. Hierbei könnte auch die Einführung des Mindestlohns eine Rolle gespielt haben. Zusammengenommen haben sie einen signifikanten Erklärungsanteil für den starken Anstieg der Standardabweichung in Ostdeutschland. Für West- und Gesamtdeutschland liegt kein signifikanter Erklärungsgehalt vor.

Betrachtet man nun die verschiedenen Variablengruppen, so zeigt sich, dass für jede Region andere Charakteristika eine bedeutende Rolle spielen. So ist – für sich allein genommen – die Komposition der Beschäftigten in Ostdeutschland hinsichtlich individueller Charakteristika wie Geschlecht, Alter und Bildung signifikant mit der Veränderung der Verteilung korreliert. Zusätzlich spielt für Ostdeutschland auch die Ausgangsposition in der Lohnverteilung eine Rolle bei der Veränderung der Lohnverteilung. Für Westdeutschland hingegen sind Berufscharakteristika signifikant mit der Veränderung der Verteilung korreliert. Bei der „strukturellen“ Komponente der Zerlegung lassen sich keine spezifischen Gruppen an Variablen erkennen, die signifikant mit Bewegungen in der Lohnverteilung korreliert sind. Somit ist der strukturelle Teil der Zerlegung in Ostdeutschland zwar der entscheidende Faktor für die Veränderung der Standardabweichung der

Lohnmobilität. Dieses Ergebnis ist aber nicht auf eine bestimmte Gruppe von Variablen zurückzuführen. Der geringe Erklärungsgehalt einzelner Variablengruppen lässt sich vermutlich durch die relativ kleinen Fallzahlen erklären.

Tab. 6.2: Recentered-Influence-Function-(RIF)-Modell zur Veränderung der Verteilung der Lohnmobilität

	Deutschland 1	West 2	Ost 3
Insgesamt			
Zeitraum 2012 bis 2014	13,31*** (0,22)	13,75*** (0,26)	13,35*** (0,45)
Zeitraum 2015 bis 2019	13,32*** (0,14)	13,47*** (0,16)	14,47*** (0,32)
Differenz	-0,01 (0,26)	0,28 (0,3)	-1,12** (0,55)
Komposition	-0,02 (0,08)	-0,18** (0,09)	0,53** (0,22)
Struktur	0,01 (0,26)	0,47 (0,3)	-1,65*** (0,56)
Komposition			
Individuell	0,07* (0,04)	-0,01 (0,05)	0,41*** (0,12)
Berufscharakteristika	-0,05 (0,05)	-0,13** (0,06)	-0,06 (0,14)
Ausgangsposition	0,00 (0,04)	-0,05 (0,04)	0,23* (0,12)
Bundesland	-0,04* (0,02)	0,00 (0,02)	-0,06 (0,04)
Struktur			
Individuell	1,01 (0,63)	1,20 (0,77)	0,97 (1,17)
Berufscharakteristika	-0,02 (0,9)	0,72 (1,08)	-0,17 (1,85)
Ausgangsposition	0,98 (0,78)	0,55 (0,7)	0,18 (1,31)
Bundesland	-0,45 (0,56)	-0,18 (0,52)	-0,25 (0,76)
Konstante	-1,50 (1,48)	-1,83 (1,54)	-2,38 (2,59)
Beobachtungen 2012 bis 2014	6.603	5.055	1.397
Beobachtungen 2015 bis 2019	13.801	10.767	2.770

Quelle: SOEP.v36eu. – Anmerkungen: RIF-Regressionsergebnisse für die Änderung der Standardabweichung der Lohnmobilität. Lohnmobilität ist definiert als Rangwechsel zwischen Perzentilen der Verteilung der tatsächlichen Stundenlöhne zwischen Ausgangsjahr t und Jahr t+1. Einteilung der Perzentile nach Ausgangsregion und -jahr unter Verwendung von Hochrechnungsfaktoren. Die Änderung wird zwischen dem Zeitraum 2012 bis 2014 und dem Zeitraum 2015 bis 2019 dargestellt und in kompositorische und strukturelle Effekte eingeteilt. Individuelle Charakteristika beschreiben die Soziodemografie (Geschlecht, Altersgruppen, Bildungsabschluss, Familienstand und Staatsangehörigkeit); Beschäftigungscharakteristika umfassen Vertragsart (befristet/unbefristet), Beschäftigungsart (Vollzeit/Teilzeit/Minijob), Firmengröße, Sektor und Berufsklassifikation sowie Maße für Veränderungen der Beschäftigung (Berufs- und Stellenwechsel). Ausgangsdezile und Bundesländer werden getrennt ausgewiesen. Basierend auf der Längsschnittstichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3. Robuste Standardfehler in Klammern, auf Personenebene geclustert mit * p < 0,1, ** p < 0,05, *** p < 0,01.

In Tab. A 6.1 werden weitere Details gezeigt. So ist zu erkennen, dass für die Komposition insbesondere Variablen, wie die Firmengröße, Beschäftigungsart sowie bestimmte Berufe eine wichtige Rolle spielen. Für die strukturelle Veränderung sind das Geschlecht, Kinder im Haushalt sowie der Beruf von Bedeutung.

6.2 Lohnmobilität: Kausalanalysen

Um zusätzlich zur deskriptiven Evidenz noch Aussagen über den kausalen Effekt des Mindestlohns auf die Lohnmobilität treffen zu können, wird die in Kapitel 2.5 beschriebene Identifikationsstrategie auf regionaler Ebene genutzt. Dabei werden Unterschiede in der Eingriffsintensität des Mindestlohns auf das regionale Lohnniveau verwendet, um Aussagen darüber zu treffen, ob es zu einer Zunahme oder Abnahme der Lohnmobilität kam. Für die regionale Analyse bleibt die Unterteilung in 20 Lohngruppen à 5 Prozent bestehen, wobei eine Mobilität nur dann gemessen wird, wenn sich die Ausgangsposition für die Bewegung in der Lohnverteilung unterhalb des Medians befindet. Da für die Schätzung auf regionale Variation zurückgegriffen wird, wird im Folgenden keine Unterscheidung nach Ost- bzw. Westdeutschland vorgenommen. Vielmehr wird, analog zu den Kausalanalysen mit regionalem Ansatz in Kapitel 7.3 eine Schätzung für Gesamtdeutschland durchgeführt.

Die Resultate der OLS-Schätzung sind in Tab. 6.3 abgebildet. Die verwendeten Kontrollvariablen stimmen mit denen im individuellen DiDiD-Ansatz (vgl. Tab. 3.8 für die Mindestlohneffekte auf vertragliche Stundenlöhne) verwendeten überein. Die Jahres-Dummies geben an, wie sich die Mobilität über die Zeit hinweg entwickelt. Dabei ist das Basisjahr 2013, was den Übergang von 2013 zu 2014 repräsentiert. Es lässt sich erkennen, dass es im Zeitverlauf einen Rückgang der gesamten Lohnmobilität gab. So ist die Gesamtmobilität für das Jahr der Einführung des Mindestlohns 2014/2015 um 16 Prozentpunkte geringer als für den Referenzübergang von 2013 auf 2014. Dieser Trend bleibt bestehen, da auch in den Folgejahren hochsignifikante negative Effekte bestehen bleiben. Diese Entwicklung spiegelt sich vereinzelt auch in den einzelnen Mobilitäten wider, so ist z.B. die Abwärtsmobilität im Jahr 2017 um 13,4 Prozentpunkte geringer als noch im Jahr 2013. Jedoch ist auch die Aufwärtsmobilität geringer, was sich am Wert von -0,239 für das Jahr 2018 erkennen lässt.

Die Interaktionen des Kaitz-Indexes mit den Indikatorvariablen für die einzelnen Jahre stellen die Kernergebnisse des Mindestlohns auf die Lohnmobilität dar. Ein insignifikanter Koeffizient für den Übergang 2012 zu 2013 deutet darauf hin, dass es keinen *pre-trend* für den Effekt des Mindestlohns gab. Der erste Koeffizient, der den Eingriff des Mindestlohns wiedergibt, ist der für das Jahr 2014/2015. Dieser ist für die Gesamtmobilität (Auf- und Abwärtsmobilität zusammen) signifikant und positiv. Dieser Koeffizient lässt sich so interpretieren, dass eine Erhöhung der Eingriffsintensität des Kaitz-Indexes um 10 Prozentpunkte zu einer durchschnittlichen Erhöhung der Gesamtmobilität um 2,4 Prozentpunkte führt. Diese Erhöhung der Mobilität bleibt auch für die Folgejahre bestehen, mit Ausnahme von 2016 zu 2017. Eine einzelne Betrachtung der Mobilitäten zeigt eine Zunahme der Abwärtsmobilität für den Übergang von 2017 zu 2018, was sich jedoch mit der zweiten Mindestloohnerhöhung wieder umkehrt, welche mit einer Steigerung der Aufwärtsmobilität von 2018 zu 2019 einhergeht.

Für weitere Robustheitsanalysen wurde dasselbe Modell noch einmal mit dem Übergang von 2012 zu 2013 als Referenzjahr geschätzt. Die Resultate dazu befinden sich in Tab. A 6.2. Für die Kernergebnisse finden sich sehr ähnliche Resultate. Der *pre-trend*, der diesmal durch die Lohnmobilität von 2013 zu 2014 gemessen wird, ist weiterhin insignifikant. Mit der Einführung des Mindestlohns gab es einen signifikanten Anstieg der Lohnmobilität, welche in diesem Fall zum

Großteil die Aufwärtsmobilität ausmacht. Dies ist vermutlich auf die Aufwärtsbewegungen der Individuen, die durch den Mindestlohn eine Lohnsteigerung erfahren haben, zurückzuführen. Der signifikante Effekt für die Aufwärtsmobilität bleibt auch für die Folgejahre bestehen. Für die Abwärtsmobilität lässt sich in diesem Fall kein Effekt des Mindestlohns erkennen.

Tab. 6.3: Regionale DiD-Effekte zur Beurteilung der Lohnmobilität

	Aufwärts- mobilität 1	Abwärts- mobilität 2	Mobilität insgesamt 3
Konstante	0,707*** (0,06)	0,272*** (0,054)	0,979*** (0,055)
2012/2013	0,129 (0,084)	-0,105 (0,073)	0,024 (0,07)
2014/2015	-0,132 (0,084)	-0,026 (0,077)	-0,158** (0,069)
2015/2016	-0,072 (0,078)	-0,049 (0,072)	-0,121* (0,068)
2016/2017	-0,104 (0,08)	0,034 (0,073)	-0,07 (0,071)
2017/2018	-0,075 (0,083)	-0,134* (0,077)	-0,209*** (0,074)
2018/2019	-0,239*** (0,08)	0,044 (0,076)	-0,195*** (0,071)
Kaitz-Index	-0,306*** (0,09)	-0,001 (0,082)	-0,308*** (0,085)
Kaitz x Jahr (Referenz: 2013/2014)			
Placebo 2012/2013	-0,125 (0,126)	0,067 (0,109)	-0,058 (0,105)
DiD 2014/2015	0,194 (0,127)	0,05 (0,116)	0,244** (0,105)
DiD 2015/2016	0,076 (0,117)	0,116 (0,109)	0,192* (0,103)
DiD 2016/2017	0,174 (0,118)	-0,06 (0,108)	0,114 (0,107)
DiD 2017/2018	0,116 (0,132)	0,242** (0,121)	0,357*** (0,118)
DiD 2018/2019	0,307** (0,124)	0,018 (0,117)	0,326*** (0,11)
Soziodemografische Charakteristika	ja	ja	ja
Beschäftigungscharakteristika	ja	ja	ja
Veränderung der Beschäftigung	ja	ja	ja
Dezil der Lohnverteilung im Ausgangsjahr t	ja	ja	ja
Adj. R ²	0,04	0,01	0,03
Beobachtungen	23.945	23.945	23.945

Quelle: SOEP.v36eu. – Anmerkungen: OLS-Regressionsergebnisse für den regionalen DiD-Ansatz entsprechend Beschreibung in Kapitel 2.5. Robuste Standardfehler in Klammern, auf Personenebene geclustert mit * p < 0,1, ** p < 0,05, *** p < 0,01. Es werden keine Hochrechnungsfaktoren verwendet. Die Referenzgruppe ist männlich, verheiratet, hat keine Kinder unter 16 Jahren im Haushalt, arbeitet unbefristet in Vollzeit in einem technischen oder gleichrangigen nichttechnischen Beruf und in einer mittelgroßen Firma, hat ein mittleres Bildungsniveau, die deutsche Staatsangehörigkeit, wohnt in Westdeutschland und berichtet keinen Arbeitsplatz- und Berufswechsel. Alle Koeffizienten sind in Prozent ausgewiesen. Basierend auf der Längsschnittstichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3.

Zusammenfassend lässt sich sagen, dass der Mindestlohn zu einer Erhöhung der Lohnmobilität im unteren Lohnsegment geführt hat. Die deskriptive Evidenz deutet darauf hin, dass es einen

Rückgang der Korrelation der Position in der Lohnverteilung von einem Jahr zum nächsten gab. Diese wird durch eine Zunahme der Varianz der Veränderungen in der Lohnverteilung unterstützt. In den kausalen Analysen wurde diese Beobachtung bestätigt und es ergaben sich Hinweise, dass sich die Effekte auf den Mindestlohn zurückführen lassen. Durch die vom Mindestlohn gesetzlich festgesetzte untere Lohnschränke werden offenbar Beschäftigte, die weniger als den aktuellen Mindestlohn verdienen, auf ein höheres Niveau gehoben, wodurch es allgemein zu mehr Mobilität und vor allem mehr Aufwärtsmobilität kommt. Es ist jedoch zu beachten, dass sich dies bei den Regionen innerhalb Deutschlands sehr heterogen verhält und es große Unterschiede zwischen Ost- und Westdeutschland, im Sinne eines generellen Anstiegs der Mobilität in Ostdeutschland, gibt.

7 Arbeitszeit

7.1 Einleitung und Literatur

Neben der Entwicklung der Stunden- und Monatslöhne ist die Reaktion der Arbeitszeit auf die Einführung und die Erhöhungen des Mindestlohns eine der zentralen Fragen im Rahmen der Evaluation des Mindestlohns. Veränderungen des Stundenlohns können möglicherweise Veränderungen in der Arbeitszeit erklären, die wiederum dafür sorgen, dass keine Effekte auf den Monatslohn zu beobachten sind. Durch die Anpassung der Arbeitszeit steht Betrieben und Beschäftigten neben Kündigungen oder Zurückhaltung bei Neueinstellungen ein weiteres Instrument zur Verfügung, mit dem sie auf die gestiegenen Lohnkosten durch die Mindestlohneinführung und -erhöhungen reagieren können. Betriebe ziehen Anpassungen der Arbeitszeit in der Regel Kündigungen vor, da erstgenannte einfacher zu implementieren sind und wertvolles Humankapital nicht vollständig verloren geht, wie dies bei Kündigungen der Fall ist.

Die Arbeitszeit und deren Entwicklung wird im Folgenden genauer analysiert. Nach einem kurzen Literaturüberblick folgt eine deskriptive Darstellung, die in ihrem Aufbau den Kapiteln 3.2 zu Stundenlöhnen und 4.2 zu Monatslöhnen folgt. Kapitel 7.3 widmet sich den kausalen Effekten der Mindestlohneinführung bzw. der -erhöhungen auf die Arbeitszeit, wobei die Schätzergebnisse der Hauptspezifikation und verschiedene Robustheitsanalysen präsentiert werden. Für diese Analyse wird anders als bei der Kausalanalyse der Stunden- und Monatslöhne eine regionale Identifikationsstrategie genutzt, die in Kapitel 2.5 näher beschrieben wird. Anschließend wird in Kapitel 7.4 die Auswirkung des Mindestlohns auf das Arbeitsvolumen dargestellt. Vom Mindestlohn können auch weitere Aspekte der Arbeitszeit betroffen sein. Aus diesem Grund wird in den Kapiteln 7.5 und 7.6 die Entwicklung der Arbeitspausen und der Erfassung der Arbeitszeit deskriptiv analysiert.

Forschungsstand zu Mindestlohnwirkungen auf die Arbeitszeit

Neben der Anpassung der Beschäftigtenzahlen können Arbeitgeber Arbeitszeitreduktionen nutzen, um den in Folge des Mindestlohns gestiegenen Arbeitskosten zu begegnen. Auch Beschäftigte können durch die höheren Stundenlöhne einen Anreiz haben, ihre Arbeitszeiten anzupassen. Qualitative Studien (z.B. Koch et al. 2018) weisen hingegen nicht auf Anpassungen der jährlichen Arbeitszeit, z.B. durch Urlaubsregelungen, hin. Daher wird im Folgenden nur auf die Anpassung der wöchentlichen Arbeitszeit eingegangen.

Was die internationale Literatur angeht, so finden Hirsch et al. (2015) für die USA keine signifikanten Effekte der Mindestlohnerhöhungen zwischen 2007 und 2009 auf die Arbeitszeit. Auch für das Vereinigte Königreich finden beispielsweise Stewart und Swaffield (2008) oder Aitken et al. (2019) allenfalls einen schwachen Zusammenhang zwischen der Einführung des Mindestlohns und der wöchentlichen Arbeitszeit. Eine Metastudie von de Linde Leonard et al. (2014) kann ebenfalls keine signifikanten Effekte auf die Arbeitszeit nachweisen.

Deskriptive Befunde von Bruttel et al. (2018) für Deutschland weisen hingegen auf Grundlage des SOEP auf einen erheblichen Rückgang der durchschnittlichen Wochenarbeitszeit von Vollzeitbeschäftigten hin, die vor Einführung des Mindestlohns weniger als 8,50 Euro verdient haben. Die Autoren finden ähnliche Arbeitszeitverkürzungen für Teilzeitbeschäftigte, jedoch nicht für Gruppen mit höherem Einkommen oder für geringfügig Beschäftigte.

Neben deskriptiven Analysen belegt eine Reihe von Kausalstudien die Verminderung der wöchentlichen Arbeitszeit infolge des Mindestlohns. Auf der Basis des SOEP untersuchen Caliendo

et al. (2017) mithilfe eines regionalen DiD-Ansatzes die Auswirkungen auf vertragliche und tatsächliche Arbeitszeiten und stellen fest, dass die Einführung des Mindestlohns beide Größen bei Personen, die sich im untersten Quintil der Lohnverteilung befinden, negativ beeinflusst. Der Effekt ist dabei für die vertragliche Arbeitszeit größer als für die tatsächliche. Bachmann et al. (2020b) verwenden ebenfalls eine regionale Identifikationsstrategie und zeigen sowohl einen Rückgang der vertraglichen als auch der tatsächlichen Arbeitszeit, wobei sie eine stärkere Veränderung der tatsächlichen Arbeitszeit feststellen.

Burauel et al. (2020) vergleichen die Gruppe von Personen, die vor Einführung des Mindestlohns einen unter dieser Schwelle liegenden Lohn bekam, mit einer höher entlohnten Gruppe und kommen zu dem Ergebnis, dass die vertragliche Arbeitszeit aufgrund der Mindestlohneinführung zurückgegangen ist, während sich keine signifikanten Effekte auf die Reduzierung der tatsächlichen Arbeitsstunden zeigen. Der Unterschied zwischen vertraglicher und tatsächlicher Arbeitszeit könnte auf eine erhöhte Nutzung von Überstunden zurückzuführen sein oder auf eine Flexibilisierung des Arbeitseinsatzes. Beides könnte dem Versuch der Betriebe geschuldet sein, Kosten zu senken. Dies könnte sowohl Beschäftigte betreffen, deren Lohn durch den Mindestlohn erhöht wurde, als auch Beschäftigte mit einem höheren Lohn. So zeigen Sun et al. (2015) in einer Studie für China, dass der Mindestlohn die Arbeitszeit nicht nur für die Beschäftigten mit dem geringsten Einkommen, sondern für alle Beschäftigten reduziert. Die Ergebnisse von Pusch et al. (2020) basieren auf dem Panel Arbeitsmarkt und soziale Sicherung (PASS) und zeigen ebenfalls einen signifikanten Rückgang der Arbeitszeit, wobei dieser für sozialversicherungspflichtige und für geringfügig Beschäftigte, die Sozialtransfers beziehen, deutlich größer ist als für Personen ohne Sozialleistungsbezug. Bossler und Gerner (2020) stellen auf Basis des IAB-Betriebspanels für das Jahr 2015 einen vorübergehenden signifikanten Rückgang der vereinbarten Arbeitszeit fest. Diesen Effekt finden die Autoren für das Jahr 2016 hingegen nicht mehr.

Neben einer Reduktion der Arbeitszeit können Betriebe auch mit einer Flexibilisierung des Arbeitseinsatzes auf den Mindestlohn reagieren. In diesem Zusammenhang stellen z.B. Koch et al. (2018) in ihrer qualitativen Studie dar, dass der Mindestlohn durch Arbeitszeitverkürzungen auch zu einer Reorganisation der Arbeitsabläufe führt. Knappere Zeitvorgaben führten zu einer Arbeitsverdichtung. Außerdem wurde der Produktionsablauf rationalisiert und eine höhere Flexibilität des Personaleinsatzes eingefordert, sodass Beschäftigte in der Folge auch Tätigkeiten übernehmen mussten, die nicht zu ihrem originären Aufgabengebiet gehörten. Darüber hinaus wurden Schichtpläne geändert und die Öffnungszeiten von Filialen verkürzt. Fedorets und Himmelreicher (2021) finden hingegen keine Steigerung der Arbeitsintensität im Mindestlohnbereich.

Auch bezahlte und unbezahlte Überstunden können ein Mittel sein, um das Beschäftigungsvolumen an schwankende betriebliche Bedarfe anzupassen. Die Evidenz im Hinblick auf die Nutzung von Überstunden ist allerdings nicht eindeutig. Pusch und Rehm (2017b) beobachten auf Grundlage des PASS bei Beschäftigten, die vom Mindestlohn direkt betroffen sind, eine Verringerung der Überstunden. Insbesondere geringfügig Beschäftigte haben institutionelle Gründe, ihre Arbeitszeit zu reduzieren, da sich aus dem Mindestlohn eine Höchstzahl an monatlichen Arbeitsstunden ergibt, bei der eine geringfügige Beschäftigung (unter 450 Euro) gerade noch möglich ist. Wanger und Weber (2016) nutzen den Mikrozensus und analysieren Arbeitszeitänderungen von geringfügig Beschäftigten. Die Ergebnisse zeigen, dass die durchschnittliche Arbeitszeit von geringfügig Beschäftigten im Jahr 2015 in Ostdeutschland im Vergleich zum Vorjahr um mehr als 5 Prozent gesunken ist. Besonders an der Minijob-Schwelle wurden die Stunden oft gekürzt, damit die Monatslöhne 450 Euro nicht übersteigen. Pusch et al. (2020) sowie Bonin et al. (2018)

finden auf der Basis des PASS bzw. des SOEP für geringfügig Beschäftigte ebenfalls einen negativen Effekt auf die Arbeitszeit, dieser ist jedoch bei Bonin et al. (2018) statistisch nicht signifikant.

7.2 Arbeitszeit: Deskriptive Evidenz

Operationalisierung der Zielgröße

Im SOEP wird sowohl die vertraglich vereinbarte als auch die tatsächliche wöchentliche Arbeitszeit erhoben. Die vertragliche Arbeitszeit gibt die vereinbarten Arbeitsstunden an, während die tatsächliche Arbeitszeit zusätzlich Überstunden enthält. Bezahlte Überstunden müssen gemäß Mindestlohngesetzgebung im Stundenlohn angerechnet werden, daher wäre in der nachfolgenden Analyse die tatsächliche der vertraglichen Arbeitszeit vorzuziehen. Jedoch beinhaltet die Überstundenangabe keine Informationen darüber, wie viele der Überstunden mit Freizeit ausgeglichen werden können. Dies führt wiederum zu einer Ungenauigkeit in der Messung der tatsächlichen Arbeitszeit. Im Folgenden werden daher beide Arbeitszeitkonzepte für das SOEP verwendet. Seit 2017 wird für bis zu drei Nebentätigkeiten erfasst, wie viele Stunden pro Woche für die jeweilige Nebentätigkeit aufgewendet wurden. Eine Unterscheidung in vertraglich vereinbarte und tatsächlich angegebene wöchentliche Arbeitszeit ist dort jedoch nicht möglich. Im Folgenden wird daher auch darauf eingegangen, wie sich die Arbeitszeit verändert, wenn die Arbeitszeit in Nebentätigkeiten berücksichtigt wird.

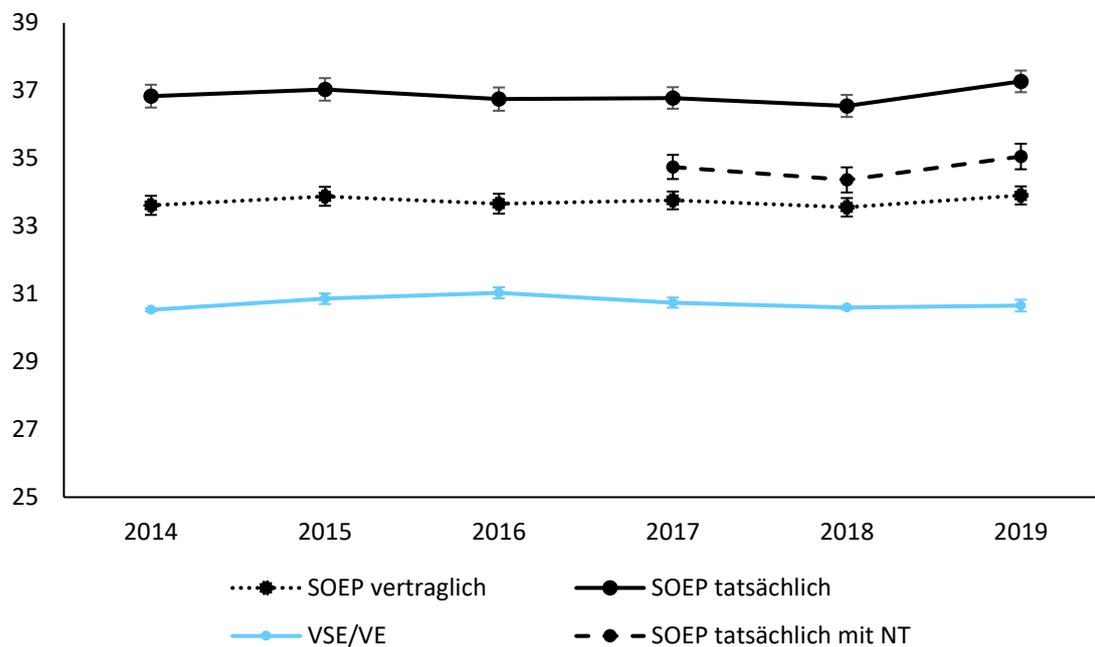
In der VSE/VE werden monatlich bezahlte Arbeitsstunden ausgewiesen. Dies entspricht größtenteils der mindestlohnrelevanten Arbeitszeit, welche sich aus den vereinbarten Arbeitsstunden und bezahlten Überstunden zusammensetzt. Jedoch wird unbezahlte Mehrarbeit, die mindestlohnrelevant ist, falls sie nicht anderweitig abgegolten wird, in der VSE/VE nicht erfasst. Die Arbeitszeit wird jeweils für den Berichtsmonat April abgefragt.

Mittelwertanalyse

Die zeitliche Entwicklung der vereinbarten sowie der angegebenen tatsächlichen wöchentlichen Arbeitszeit zwischen 2014, dem Jahr vor Einführung des Mindestlohns, und 2019, dem Jahr der zweiten Mindestlohnerhöhung, wird hier zunächst auf Basis der Querschnittsbeobachtungen des SOEP und der VSE/VE betrachtet. Abb. 7.1 zeigt, dass im SOEP über den betrachteten Zeitraum im Mittelwert kaum Veränderungen stattgefunden haben. Der Mittelwert der vertraglich vereinbarten Arbeitszeit lag bei knapp unter 34 Stunden (2014: 33,6 Stunden, 2019: 33,9 Stunden), der Mittelwert der tatsächlich angegebenen Arbeitszeit bei etwa 37 Stunden (2014: 36,8 Stunden, 2019: 37,3 Stunden). Die abgebildeten Konfidenzintervalle lassen erkennen, dass die Differenz zwischen den beiden Angaben in allen Jahren signifikant ist. Sie nimmt im Zeitverlauf bis 2018 minimal ab und steigt dann zum Ende des Beobachtungszeitraums wieder leicht an. Auch in der VSE/VE zeigen sich im Zeitverlauf bei der Anzahl der vereinbarten Arbeitsstunden inklusive der bezahlten Überstunden kaum Variationen, sie stieg von 30,5 Stunden im Jahr 2014 auf 31 Stunden im Jahr 2016, fiel in den beiden Folgejahren ab und stieg anschließend 2019 wieder leicht auf 30,7 Stunden. Insgesamt liegen die Werte der VSE/VE auf einem niedrigeren Niveau als die des SOEP.

Werden auch Nebentätigkeiten bei der Mittelwertberechnung berücksichtigt, so nimmt die tatsächliche Arbeitszeit erwartungsgemäß ab. Die tatsächliche Arbeitszeit unter Berücksichtigung von Nebentätigkeiten liegt bei etwa 35 Stunden (2017: 34,8 Stunden, 2019: 35,1 Stunden).

Abb. 7.1: Durchschnitte der Wochenarbeitszeiten nach Jahren
in Stunden (y-Achse) pro Jahr (x-Achse)



Quellen: SOEP.v36eu, VSE 2014 und 2018, VE 2015 bis 2017 sowie 2019.– Anmerkungen: Obere und untere Grenzen beziehen sich auf das 95-Prozent-Konfidenzintervall. Gewichtete Ergebnisse. Basierend auf der Querschnittsstichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3. NT– Nebentätigkeiten.

Eine Betrachtung der Arbeitszeitentwicklung getrennt nach Löhnen unterhalb und oberhalb der Mindestlohnschwelle ergibt ein differenzierteres Bild. Die Daten des SOEP zeigen, dass die durchschnittliche vertraglich vereinbarte wöchentliche Arbeitszeit von Beschäftigten mit einem Stundenlohn unterhalb der Mindestlohnschwelle ausgehend von 25,9 Stunden im Jahr 2014, also im Jahr vor Einführung des Mindestlohns, zunächst im Jahr 2015 auf 26,2 gestiegen und dann bis 2016 auf 25,2 Stunden gesunken ist (Tab. 7.1). Im Jahr der ersten Mindestlohnerhöhung, 2017, lag die durchschnittliche vertraglich vereinbarte wöchentliche Arbeitszeit dann für Beschäftigte mit einem Stundenlohn unterhalb des neuen (höheren) Mindestlohns etwas niedriger als 2015. 2019, also im Jahr der zweiten Mindestlohnerhöhung, war die Arbeitszeit nahezu identisch mit 2017, nach einem deutlichen Absinken auf 24,5 Stunden im Jahr 2018. Für Beschäftigte mit einem Stundenlohn oberhalb des Mindestlohns zeigte sich ein ähnlicher Verlauf. Allerdings blieb die durchschnittliche vertraglich vereinbarte wöchentliche Arbeitszeit im Jahr 2019 leicht unter dem Niveau von 2014.

Die Entwicklung der durchschnittlichen tatsächlichen wöchentlichen Arbeitszeit für Beschäftigte mit einem Stundenlohn unter dem bzw. am Mindestlohn zeigte ebenfalls 2015 einen Anstieg und dann 2016 einen Rückgang. Wie bei den vertraglichen Arbeitszeiten lag sie sowohl im Jahr der ersten Mindestlohnerhöhung, 2017, als auch im Jahr der zweiten Mindestlohnerhöhung, 2019, über dem Ausgangswert von 2014.

Bei Beschäftigten mit Stundenlöhnen oberhalb des Mindestlohns ist im Zeitverlauf bis 2018 ein leichtes Absinken der durchschnittlichen angegebenen tatsächlichen Arbeitszeit von 38,1 Stunden auf 37,4 Stunden zu beobachten. Im Jahr der zweiten Mindestlohnerhöhung, 2019, kam es dann zu einem Anstieg auf 38 Stunden. Im Jahr 2018 zeigte sich in allen betrachteten Gruppen ein deutlicher Rückgang der Arbeitszeit, der allerdings bei Beschäftigten mit Stundenlöhnen unterhalb des Mindestlohns stärker ausfiel.

Tab. 7.1: Durchschnitte und Standardabweichungen der Wochenarbeitszeiten nach Jahren und Lohngruppen in Stunden

		2014	2015	2016	2017	2018	2019	2017 mit NT	2018 mit NT	2019 mit NT
SOEP										
Vertraglich	<=ML	25,87 (13,06)	26,21 (13,68)	25,19 (13,16)	26,16 (13,93)	24,53 (13,25)	26,17 (13,26)			
	>ML	34,64 (9,23)	34,67 (9,08)	34,39 (9,37)	34,50 (9,15)	34,28 (9,34)	34,55 (8,97)			
Tatsächlich	<=ML	27,21 (14,32)	27,49 (14,73)	26,51 (14,34)	27,80 (15,67)	25,66 (14,47)	28,19 (14,88)	23,05 (16,00)	21,14 (14,93)	22,42 (15,87)
	>ML	38,11 (11,05)	38,02 (10,92)	37,64 (11,05)	37,64 (10,92)	37,42 (11,00)	38,03 (10,60)	36,21 (12,59)	35,74 (12,88)	36,46 (12,49)
Beobachtungen	<=ML	1,604	1,246	1,005	1,298	1,209	1,185	1,686	1,556	1,556
	>ML	10,711	10,673	10,088	11,503	11,442	10,871	12,071	12,051	11,473
VSE/VE										
	<=ML	19,64 (13,50)	18,73 (13,37)	18,35 (13,33)	19,44 (13,98)	18,21 (13,28)	18,10 (13,31)			
	>ML	32,03 (11,43)	31,94 (11,71)	31,98 (11,56)	31,48 (11,84)	31,10 (12,00)	31,33 (12,05)			
Beobachtungen	<=ML	120,344	7.889	8.486	7.229	36,371	4.968			
	>ML	861,203	85.321	84.288	93.698	935,726	90.251			

Quellen: SOEP.v36eu, VSE 2014 und 2018, VE 2015 bis 2017 sowie 2019. – Anmerkungen: Das untere Lohnsegment umfasst Beobachtungen bis zu einem Stundenlohn von 5 Cent oberhalb des jeweils geltenden Mindestlohns (<= ML). Für 2014 wird der Mindestlohn von 8,50 Euro angewendet. Im SOEP erfolgt die Einteilung in das untere/obere Lohnsegment auf Basis der vertraglichen Stundenlöhne. Standardabweichungen in Klammern ausgewiesen. Gewichtete Ergebnisse. Basierend auf der Querschnittsstichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3. NT – Nebentätigkeiten.

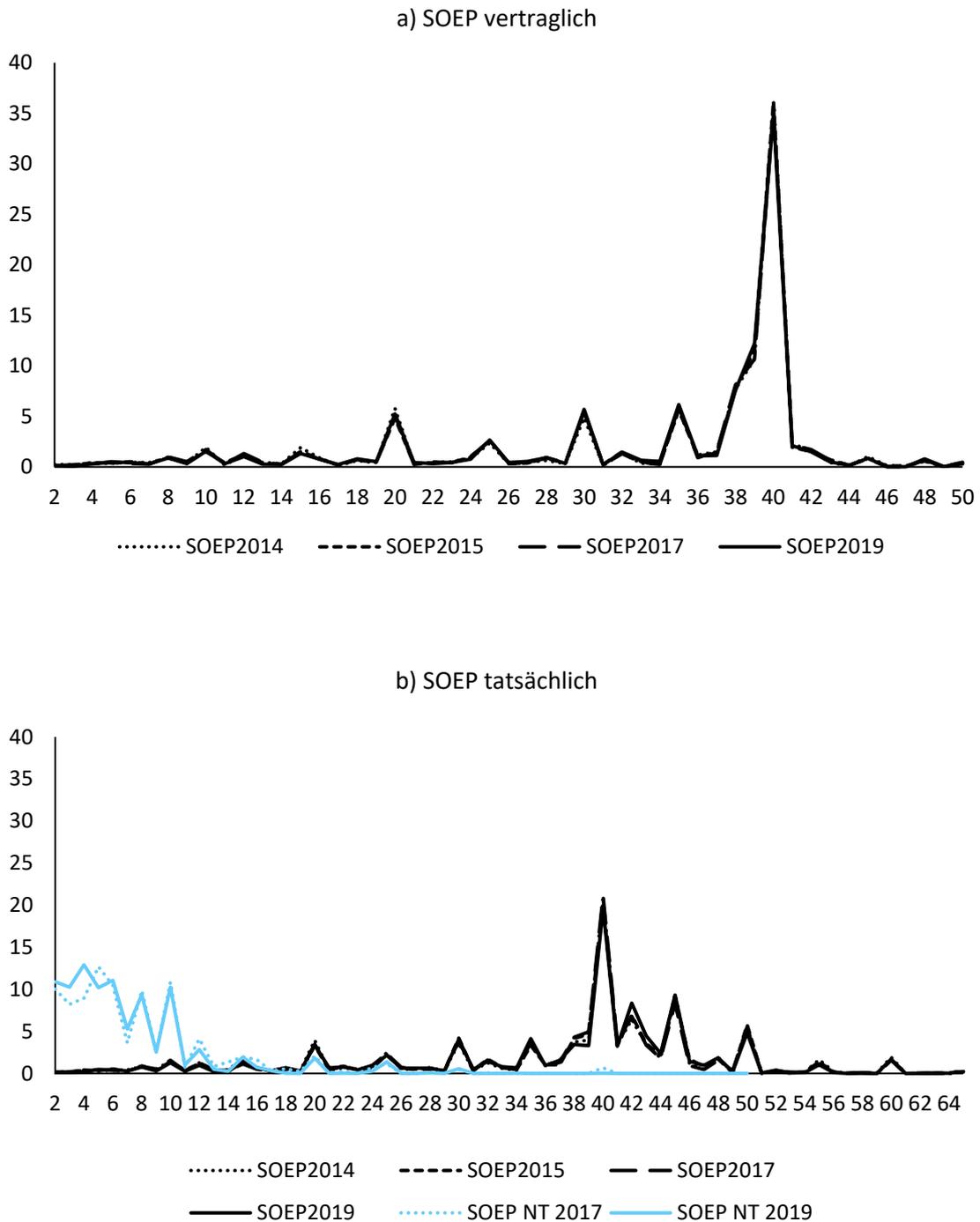
Unter Berücksichtigung der Nebentätigkeiten in der Berechnung der tatsächlichen Arbeitszeit ab 2017 lässt sich ein ähnlicher Trend beobachten, wobei es größere Unterschiede bei Beschäftigten unter dem Mindestlohn gab. So lag die durchschnittliche tatsächliche Arbeitszeit zunächst für 2018 um fast zwei Stunden unter der für 2017, sie stieg dann im Jahr 2019 aber wieder um mehr als eine Stunde an. Bei Beschäftigten oberhalb des Mindestlohns war diese Entwicklung nicht so stark ausgeprägt.

Die Angaben in der VSE/VE zur Entwicklung der durchschnittlichen Anzahl der vereinbarten Arbeitsstunden inklusive der bezahlten Überstunden getrennt nach Stundenlöhnen zeigen ähnliche Bewegungen im Zeitverlauf, allerdings auf einem niedrigeren Niveau. Für Beschäftigte mit einem Stundenlohn unterhalb des Mindestlohns ist die durchschnittliche Anzahl der vereinbarten Arbeitsstunden inklusive der bezahlten Überstunden zunächst von 19,6 (2014) auf 18,3 Stunden (2016) gesunken. Im Jahr 2017 stieg der Wert kurzfristig deutlich auf 19,4 Stunden an, womit das Ausgangsniveau von 2014 aber nicht wieder erreicht wurde. In den beiden Folgejahren sank die Anzahl der vereinbarten Arbeitsstunden inklusive der bezahlten Überstunden wieder ab und lag 2019 bei einem Wert von 18,1 Stunden.

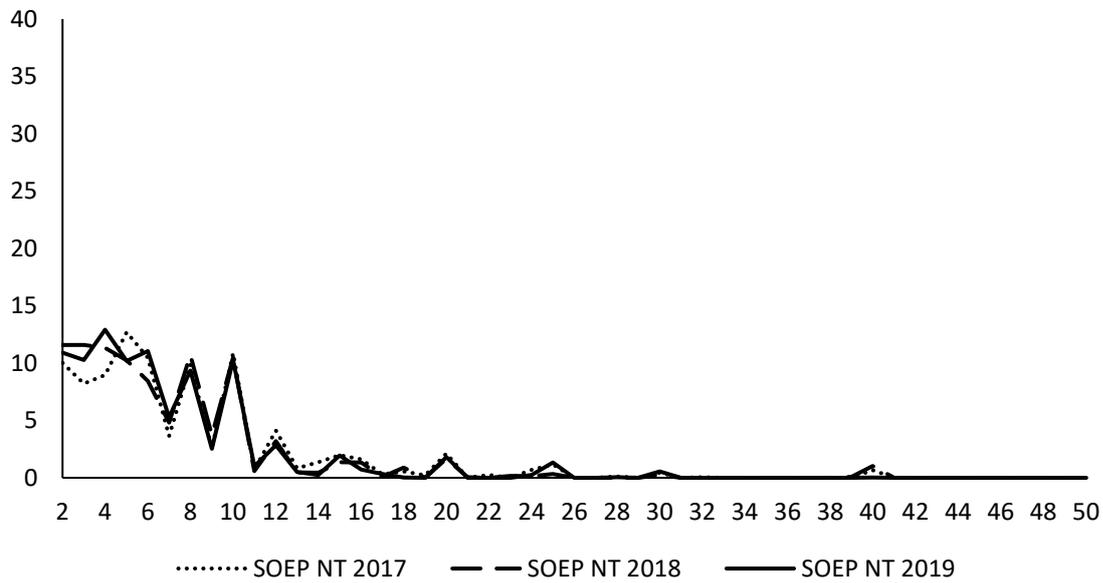
Bei Beschäftigten mit einem Stundenlohn oberhalb des Mindestlohns zeigt sich in der VSE/VE im Zeitverlauf ein leichter Rückgang der durchschnittlichen bezahlten Stunden inklusive Überstunden. Der Wert sank von 32 Stunden im Jahr 2014 auf 31,1 Stunden im Jahr 2018, womit der Rückgang deutlich größer ausfiel als im SOEP. Im Jahr 2019 stieg der Wert dann wieder auf 31,3 Stun-

den an und blieb damit leicht hinter dem Ausgangsniveau von 2014 zurück. Somit ist zu erkennen, dass sich der Rückgang in den bezahlten Arbeitsstunden inklusive Überstunden in beiden Lohngruppen wiederfindet und nicht auf eine der beiden beschränkt bleibt.

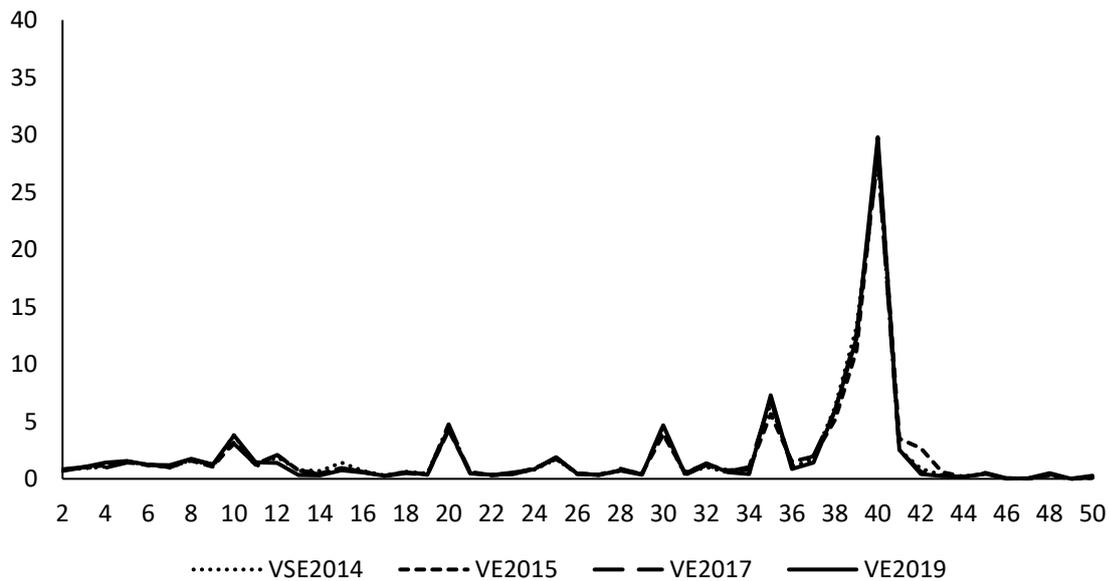
Abb. 7.2: Verteilung der Wochenarbeitszeiten nach Jahren
in % (y-Achse) pro Arbeitszeitklasse (x-Achse)



c) SOEP Nebentätigkeiten



d) VSE/VE



Quellen: SOEP.v36eu, VSE 2014, VE 2015, 2017 und 2019. – Anmerkungen: Wochenarbeitszeiten in 1-Stunden-Klassen gruppiert. Gewichtete Ergebnisse. Basierend auf der Querschnittsstichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3. NT – Nebentätigkeiten.

Verteilungsanalyse

Für eine detailliertere Analyse ist neben der Betrachtung des Mittelwerts eine Untersuchung der ganzen Verteilung der wöchentlichen Arbeitszeit von Interesse. Die Beschreibung (siehe Abb.

7.2) erfolgt für die Jahre 2014, 2015, 2017 und 2019. Die Werte geben dabei die relative Häufigkeit jeder Arbeitszeit in Abständen von einer Stunde an. Weder für die vertraglich vereinbarte noch für die angegebene tatsächliche wöchentliche Arbeitszeit veränderten sich die Verteilungen im Beobachtungszeitraum in signifikantem Maße. Die Werte liegen so nah beieinander, dass die Linien kaum unterschieden werden können. Bei 40 Stunden weist die Verteilung der vertraglich vereinbarten wöchentlichen Arbeitszeit des SOEP den größten Ausschlag nach oben auf (siehe Abb. 7.2 a). Auch bei 20, 30 und 35 Stunden sind kleinere Ausschläge erkennbar, Angaben von mehr als 40 Stunden kommen so gut wie nicht vor. In der Verteilung der angegebenen tatsächlichen wöchentlichen Arbeitszeit findet sich ebenfalls der größte Ausschlag bei 40 Stunden, dieser ist allerdings deutlich kleiner als derjenige bei der vertraglich vereinbarten wöchentlichen Arbeitszeit (siehe Abb. 7.2 b). Dafür ist aber auch der Anteil der Beschäftigten, die eine wöchentliche Arbeitszeit von mehr als 40 Stunden angeben, deutlich größer, was daran liegt, dass Überstunden in die tatsächlich angegebene wöchentliche Arbeitszeit einfließen.

Auch zwischen den vertraglichen Arbeitszeiten des SOEP und der VSE/VE sind keine substantiellen Unterschiede festzustellen. Lediglich geringe Stundenzahlen von weniger als 10 finden sich in den Daten der VSE/VE häufiger als im SOEP. In der VSE/VE war die Verteilung der vereinbarten Arbeitsstunden inklusive der bezahlten Überstunden im Zeitverlauf ebenfalls stabil (siehe Abb. 7.2 d).

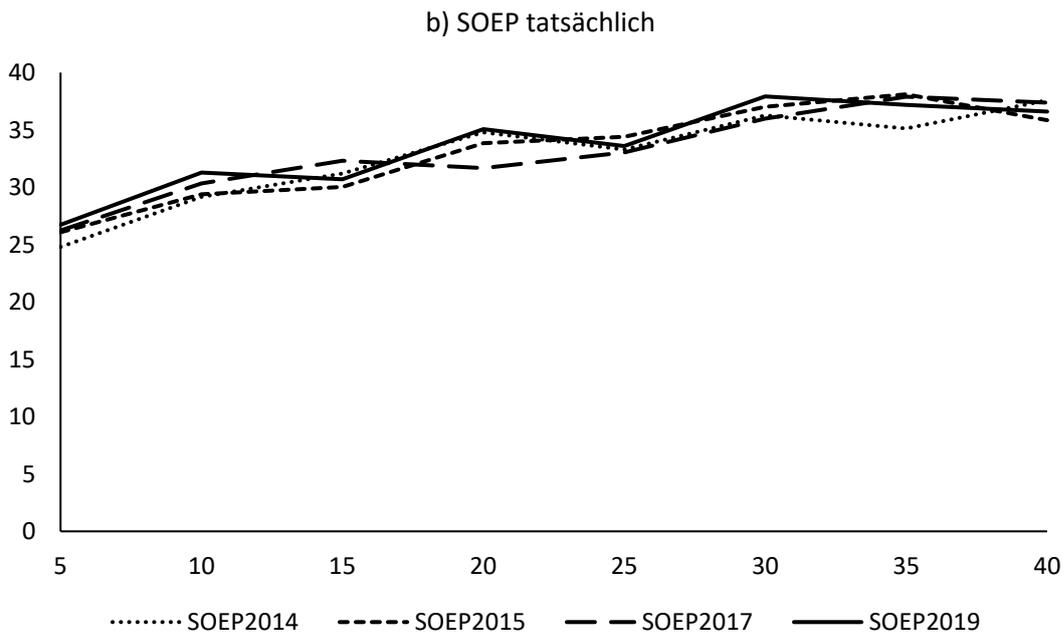
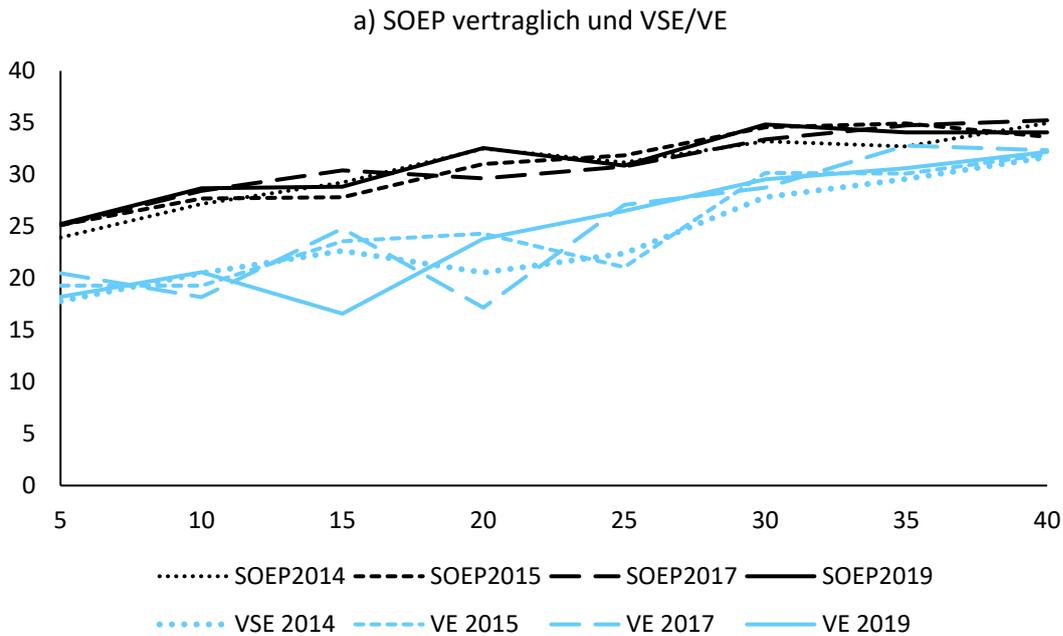
Werden bei der Betrachtung der angegebenen tatsächlichen wöchentlichen Arbeitszeiten im SOEP auch die Arbeitszeiten betrachtet, die für eine Nebentätigkeit aufgewendet werden, so zeigt sich deutlich, dass Nebentätigkeiten meist mit geringem Stundenumfang ausgeübt wurden. Beispielsweise war in der Verteilung der 2017 ausgeübten Nebentätigkeiten der größte Ausschlag bei 5 Stunden zu beobachten, weitere bedeutende Ausschläge sind bei 2, 8 und 10 Stunden erkennbar. An für die Haupttätigkeit markanten Punkten wie etwa 20, 30 und 40 Stunden sind ebenfalls Ausschläge zu erkennen, die allerdings deutlich kleiner ausfallen. Der Vergleich der Angaben zur Arbeitszeit in Nebentätigkeiten aus den Jahren 2017 bis 2019 lässt besonders am unteren Ende der Verteilung Unterschiede erkennen (siehe Abb. 7.2 b und c). So scheint sich eine leichte Verschiebung des Ausschlags bei 5 Stunden im Zeitverlauf hin zu noch kürzeren Arbeitszeiten abgezeichnet zu haben.

Wie bei der Darstellung der Stundenlöhne in Kapitel 3.2 wird nun betrachtet, wie sich die mittlere Arbeitszeit in den ersten 40 Perzentilen der Stundenlohnverteilung, ausgehend von einer Situation ohne einen allgemeinen Mindestlohn im Jahr 2014, im Jahr der Mindestlohneinführung 2015 sowie der Mindestlohnerhöhungen 2017 und 2019 verändert hat. Dadurch soll festgestellt werden, ob sich beispielsweise die mittlere wöchentliche Arbeitszeit von Beschäftigten in unteren Lohngruppen im Zeitverlauf anders verhält als diejenige von Beschäftigten in oberen Lohngruppen. Die Pen's Paraden²⁹ in Abb. 7.3 a zeigen im betrachteten Zeitraum für beide Datenquellen einen ähnlichen Verlauf. Allerdings liegen die Angaben der VSE/VE durchgängig unter denen des SOEP. Es ist zu erkennen, dass Beschäftigte mit geringerem Stundenlohn weniger Stunden pro Woche arbeiteten. Im Zeitverlauf ist laut dem SOEP bis 2017 für die untersten 15 Perzentile der Stundenlohnverteilung ein Anstieg der vertraglich vereinbarten Arbeitszeit zu erkennen. Hingegen zeigen die Daten der VSE/VE zunächst in den untersten 15 Perzentilen tendenziell eher einen Rückgang der Arbeitszeit, was durch eine Anhebung der Stundenlöhne auf Mindestlohnniveau in diesem Bereich der Verteilung erklärt werden kann. Ab dem 30. Perzentil sind im Zeitverlauf

²⁹ Im Unterschied zu Kapitel 2 wird die Gruppenbildung in den folgenden Abbildungen nicht anhand von 1-Prozent-Perzentilen vorgenommen, sondern anhand von 5-Prozent-Perzentilen, um die Verständlichkeit und Interpretierbarkeit zu erhöhen. Ohne diese Anpassung käme es zu einem zu starken Rauschen in den Abbildungen.

kaum Änderungen zu beobachten. Auch die tatsächlich angegebene wöchentliche Arbeitszeit (Abb. 7.3 b) folgte dem hier beschriebenen Muster einer im Verlauf der Stundenlohnverteilung ansteigenden Arbeitszeit. Über die Zeit ist die Arbeitszeit für die untersten 10 Perzentile angestiegen. Ab dem 30. Perzentil ist ein Anstieg zwischen 2014 und 2015 zu beobachten, während es anschließend kaum zu weiteren Änderungen kam.

Abb. 7.3: Pen's Paraden der Wochenarbeitszeiten nach Jahren pro Stundenlohnperzentil
in Stunden (y-Achse) pro Stundenlohnperzentil (x-Achse)



Quellen: SOEP.v36eu, VSE 2014, VE 2015, 2017 und 2019. – Anmerkungen: Durchschnitte der Wochenarbeitszeiten für Perzentilgruppen des jeweiligen Stundenlohns, 5-Prozent-Perzentilgruppen bis zum 40. Perzentil. Gewichtete Ergebnisse. Basierend auf der Querschnittsstichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3.

Heterogenitätsanalysen

Die Veränderung in der mittleren Arbeitszeit über die Stundenlohnverteilung soll nun getrennt für sozialversicherungspflichtig und geringfügig Beschäftigte sowie für Beschäftigte in den ost- und den westdeutschen Bundesländern dargestellt werden, um Unterschiede sichtbar zu machen.

Abb. A 7.1 stellt die Entwicklung zwischen 2014 und 2019 getrennt für geringfügig und sozialversicherungspflichtig Beschäftigte dar. Bei geringfügig Beschäftigten werden die ersten 80 Perzentile abgebildet, bei sozialversicherungspflichtig Beschäftigten die ersten 40. Die Daten des SOEP zeigen, dass geringfügig Beschäftigte tendenziell weniger arbeiteten, je höher ihr Stundenlohn war. Dieses Bild ergibt sich für die vertraglich vereinbarte und die tatsächlich angegebene Arbeitszeit. Für sozialversicherungspflichtig Beschäftigte gibt es dagegen einen leicht positiven Zusammenhang zwischen Stundenlohn und vertraglich vereinbarter wöchentlicher Arbeitszeit. In dieser Gruppe ging zwischen 2014 und 2015 die mittlere vertraglich vereinbarte Arbeitszeit insgesamt in den ersten 40 Perzentilen der Lohnverteilung eher zurück. 2017 stieg die vertraglich vereinbarte wöchentliche Arbeitszeit in den untersten Stundenlohnperzentilen zwar wieder an, zwischen dem 10. und dem 30. Perzentil lag sie allerdings unter den Werten für 2015. 2019 lag die Arbeitszeit für die meisten hier abgebildeten Kapitel der Stundenlohnverteilung unterhalb der Werte von 2017.

Wird die geringfügige Beschäftigung in den Daten der VSE/VE betrachtet, so zeigt sich im Zeitverlauf für die ersten 50 Perzentile der Stundenlohnverteilung tendenziell ein Rückgang, bis zum 80. Perzentil sind dann kaum noch Veränderungen zu erkennen. Auch für sozialversicherungspflichtig Beschäftigte ist in den Daten der VSE/VE im Zeitverlauf für die ersten 15 Perzentile der Stundenlohnverteilung ein leichter Rückgang zu beobachten, zwischen 2017 und 2019 kam es dann im Bereich vom 15. bis zum 20. Perzentil zu einem Anstieg. Im weiteren Verlauf der Stundenlohnverteilung sind über die Zeit kaum Veränderungen zu erkennen.

Neben einer Differenzierung nach Beschäftigungsverhältnissen kann die Entwicklung der Arbeitszeit auch getrennt für west- und ostdeutsche Bundesländer betrachtet werden (siehe Abb. A 7.2). Während nach den Angaben des SOEP in ostdeutschen Bundesländern bereits ab etwa dem 10. Perzentil der Stundenlohnverteilung 30 Stunden und mehr pro Woche gearbeitet werden, ist dies in den westdeutschen Bundesländern erst ab dem 20. Perzentil der Fall. Im Zeitverlauf zeigt sich für die westdeutschen Bundesländer relativ wenig Veränderung.

In den ostdeutschen Bundesländern hingegen ist die vertraglich vereinbarte wöchentliche Arbeitszeit in den untersten 10 Perzentilen von 2014 bis 2015 angestiegen. Im 5. Perzentil stieg die Arbeitszeit sogar um durchschnittlich 5 Stunden. In diesem Bereich gab es dann 2017 und 2019 kaum noch Veränderungen. Dafür ging die Arbeitszeit von 2017 auf 2019 für alle Einkommensgruppen zwischen dem 15. und dem 35. Perzentil leicht zurück. Die Entwicklung der tatsächlichen wöchentlichen Arbeitszeit folgt im betrachteten Zeitverlauf ähnlichen Mustern wie die der vertraglich vereinbarten wöchentlichen Arbeitszeit, wobei in den untersten 10 Perzentilen fast durchgängig eine Ausweitung der Arbeitszeit zu beobachten ist.

Eine Betrachtung der VSE/VE zeigt ebenfalls in den ostdeutschen Bundesländern in den untersten 10 Perzentilen zwischen 2014 und 2015 einen deutlichen Anstieg der vereinbarten Arbeitsstunden inklusive der bezahlten Überstunden. Im weiteren Zeitverlauf ist dann allerdings wieder ein Absinken zu beobachten. Von 2015 bis 2019 fand zwischen dem 15. und dem 20. Perzentil eine Ausweitung der Arbeitszeit statt, im weiteren Verlauf der Stundenlohnverteilung sind dann eher kleinere Unterschiede bzw. Schwankungen zu beobachten. Den Daten der VSE/VE zufolge

schwankte die Arbeitszeit auch in den westdeutschen Bundesländern im Zeitverlauf. Während in den untersten Perzentilen zwischen 2014 und 2015 kaum Veränderungen auftraten, sank die Arbeitszeit zwischen dem 15. und dem 20. Perzentil der Stundenlohnverteilung ab, stieg in den höheren Perzentilen aber an. Zwischen 2015 und 2017 sank die Arbeitszeit bis zum 15. Perzentil eher ab und stieg danach wieder an, von 2017 auf 2019 sind über den betrachteten Verlauf der Stundenlohnverteilung hingegen wenig Veränderungen zu beobachten.

In der Gesamtbetrachtung zeigt die deskriptive Analyse zunächst lediglich recht kleine Veränderungen im Zeitverlauf. Auch die Unterschiede zwischen den Datensätzen – mit in den allermeisten Fällen niedrigeren Angaben zu den vereinbarten Arbeitsstunden inklusive bezahlten Überstunden in der VSE/VE im Vergleich zu der vertraglich vereinbarten Arbeitszeit im SOEP – sind im betrachteten Zeitraum gering. Diese Befunde ändern sich auch durch die Ergebnisse aus der VSE 2018 nicht, die erstmals seit 2014 wieder auf verpflichtenden Angaben beruht, sodass im Gegensatz zu den VE der Jahre dazwischen eine mögliche Teilnahmeselektivität offenbar keinen Einfluss auf die Arbeitszeit ausgeübt hat. Dies steht im Gegensatz zu den Ergebnissen aus Kapitel 3.2 und Kapitel 4.2, wo für Stunden- und Monatslöhne deutlich größere Differenzen in den Ergebnissen zwischen VE/VSE und SOEP beobachtet wurden. Die gruppenspezifische Betrachtung deutet darauf hin, dass Effekte der Mindestlohneinführung bzw. -erhöhungen eher im Niedriglohnbereich und in den ostdeutschen Bundesländern zu finden sind. Dies wird im Rahmen der Kausalanalyse im folgenden Kapitel näher untersucht.

7.3 Arbeitszeit: Kausalanalysen

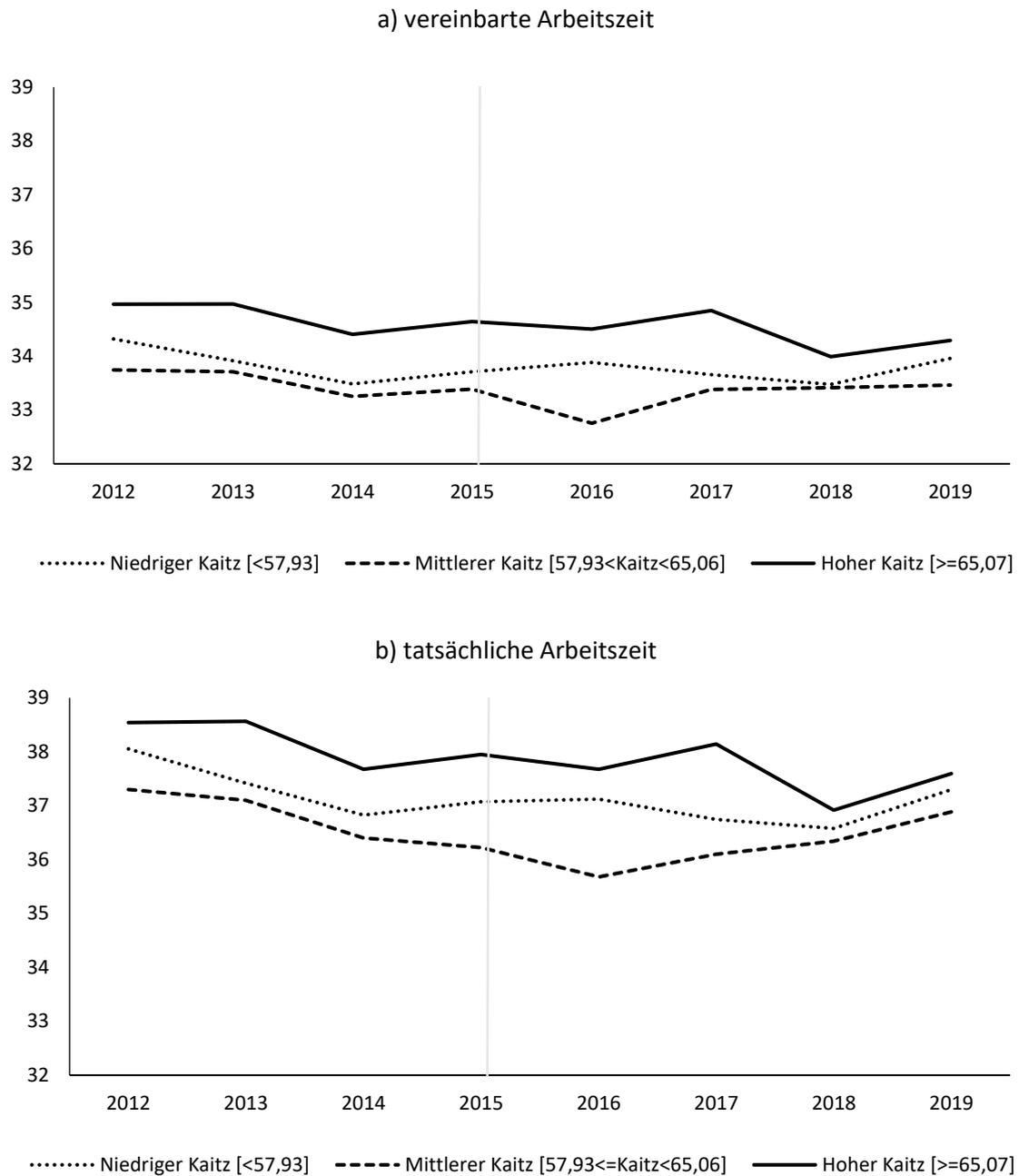
In diesem Kapitel werden Längsschnittanalysen zu Arbeitszeiten und Mehrarbeit vorgestellt. Im folgenden Abschnitt werden die Schätzergebnisse getrennt für vertragliche sowie tatsächlich berichtete Arbeitszeiten und Überstunden präsentiert (Kapitel 7.3.1). Kausaluntersuchungen mithilfe des regionalen Ansatzes erfolgen in Kapitel 7.3.2 sowie als Robustheitsanalyse mithilfe des individuellen Ansatzes in Kapitel 7.3.3. Hierbei kommen die in Kapitel 2.5 näher erläuterten kausalanalytischen Methoden zum Einsatz. Kapitel 7.4 enthält eine weitergehende Robustheitsanalyse, einschließlich einer Kausalanalyse auf Grundlage der VSE 2014 und 2018. Kapitel 7.3.5 enthält schließlich Heterogenitätsanalysen in Bezug auf die kausalen Effekte.

7.3.1 Deskriptive Befunde

Die im Folgenden präsentierte Deskription der Arbeitszeit dient der Überprüfung der in Kapitel 2.5 beschriebenen Parallel-Trends-Annahme und beschreibt den Zusammenhang zwischen Kaitz-Index und Arbeitszeit im verwendeten Sample. Abb. 7.4 zeigt die Entwicklung der Arbeitszeiten für drei verschiedene Eingriffsintensitäten des Kaitz-Index. Dazu wurden auf Basis des Kaitz-Index drei gleichgroße Gruppen definiert, die über den Gesamtzeitraum zwischen 2012 und 2019 je etwa 30.000 Beobachtungen enthalten. Die Gruppe „niedriger Kaitz-Index“ weist einen Kaitz-Index zwischen 40,4 Prozent und 57,9 Prozent auf, in der mittleren Gruppe variiert der Index von 57,9 Prozent bis 65,1 Prozent, und in der Gruppe mit der höchsten Eingriffstiefe weist der Kaitz-Index einen Wert zwischen 65,1 Prozent und 92,1 Prozent auf.

Zunächst zeigt Abb. 7.4, dass Beschäftigte in Regionen mit einem hohen Kaitz-Index im Mittel tendenziell höhere Arbeitszeiten aufweisen als Beschäftigte in Regionen mit mittlerer und niedriger Eingriffsintensität. Die Annahme eines gemeinsamen Trendverlaufs kann vor der Einführung des Mindestlohns nicht verworfen werden. Nach der Einführung des Mindestlohns kommt es zu einer Annäherung der Arbeitszeiten in allen Gruppen. Es ist insbesondere ein stärkerer Rückgang der Arbeitszeiten um etwa eine Stunde in Regionen mit hoher Eingriffsintensität erkennbar im

Abb. 7.4: Entwicklung der Arbeitszeiten nach Eingriffsintensität des Kaitz-Index
in Stunden (y-Achse) pro Jahr (x-Achse)



Quelle: SOEP.v36. – Anmerkungen: Durchschnittliche Arbeitszeit von Beschäftigten in Regionen mit niedrigem, mittlerem bzw. hohem Kaitz-Index nach Jahr. Gewichtete Ergebnisse basierend auf der Längsschnittstichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3.

Vergleich zu Beschäftigten in Regionen mit mittlerem und niedrigem Kaitz-Index. Dieser Trend ist nur kurzfristig im Jahr 2015 und 2017 nicht feststellbar. In diesen Jahren ist ein leichter Anstieg der Arbeitszeit beobachtbar, der sich im Verlauf der Jahre und insbesondere im Jahr 2018 zurückbildet. Darüber hinaus unterscheiden sich die Entwicklungen der Arbeitszeiten kaum voneinander. Zwischen vertraglich vereinbarten und tatsächlichen Arbeitszeiten sind kaum Unterschiede im Verlauf zu erkennen, außer dass die tatsächlichen Arbeitszeiten erwartungsgemäß

über den vertraglichen Arbeitszeiten liegen. Die durchschnittliche vereinbarte Arbeitszeit in Arbeitsmarktregionen mit hohem Kaitz-Index lag zwischen 35 Wochenstunden im Jahr 2012 und 34,3 Wochenstunden im Jahr 2019. In Arbeitsmarktregionen mit niedrigem Kaitz-Index lag sie um etwa eine Stunde niedriger, in Regionen mit mittlerem Kaitz zeitweise sogar um mehr als zwei Stunden. Bei den tatsächlichen Arbeitszeiten sanken in Arbeitsmarktregionen mit hohem Kaitz-Index die Wochenstunden von 38,6 im Jahr 2012 auf 37,6 im Jahr 2019. In den restlichen Arbeitsmarktregionen lagen die tatsächlichen Arbeitszeiten zu Beginn des Beobachtungszeitraums um bis zu 2 Wochenstunden darunter.

Insgesamt lässt sich allein anhand der Deskriptionen kaum ein messbarer Einfluss des Mindestlohns auf die Arbeitszeiten ausmachen. Nur bei genauer Betrachtung kann eine minimale Annäherung der durchschnittlichen Arbeitszeiten über die Kaitz-Gruppen hinweg wahrgenommen werden. Dies könnte ein Hinweis darauf sein, dass die Mindestlohneinführung einen stärkeren (negativen) Effekt auf die Arbeitszeiten in Arbeitsmarktregionen mit höherer Eingriffsintensität hatte. Jedoch sind die Standardabweichen zu groß, um von signifikanten bivariaten Unterschieden sprechen zu können (nicht in der Abbildung). Um dies zu überprüfen, sind kausale Analysen notwendig, die mögliche Verzerrungen der deskriptiven Darstellungen kontrollieren, wie bspw. eine unterschiedliche Altersstruktur oder eine unterschiedliche Verteilung auf Berufsgruppen in den Arbeitsmarktregionen. In den folgenden Regressionen wird die logarithmierte Arbeitszeit verwendet. Sie unterscheidet sich insbesondere im Trendverlauf nicht von den absoluten Werten und ist daher hier nicht dargestellt. Diese Analysen sind Teil des nächsten Unterkapitels 7.3.2.

7.3.2 Schätzergebnisse mit regionalem Ansatz

Die deskriptive Entwicklung der Arbeitszeit spiegelt sich auch in den Regressionsergebnissen wider. Durch die Einführung Mindestlohns und dessen Erhöhungen sinkt die Arbeitszeit leicht in stärker vom Mindestlohn betroffenen Regionen. Der Rückgang der Arbeitszeit steigt dabei mit zunehmender Eingriffstiefe. In diesem Kapitel wird dieses Kernergebnis näher betrachtet und auf seine Stabilität und Validität hin überprüft. Zunächst wird daher die Baseline-Regression vorgestellt und interpretiert. Im zweiten Schritt werden daraufhin Heterogenitäts- und Robustheitsanalysen durchgeführt und die dadurch entstehenden Änderungen in den Ergebnissen untersucht. Abschließend werden die Kernergebnisse zusammengefasst.

Die Baseline-Regression ist in Tab. 7.2 (Spalte 2) dargestellt. Sie schätzt den mittleren individuellen Effekt der Höhe des Mindestlohns in einer Arbeitsmarktregion auf die logarithmierte vertraglich vereinbarte Arbeitszeit. Spezifikation 1 enthält noch keine Kontrollvariablen, in Spezifikation 2 werden soziodemografische Informationen³⁰ und Beschäftigungscharakteristika³¹ als Kontrollvariablen berücksichtigt. Anders als in den Lohnregressionen erfolgt keine Unterscheidung nach Ost- bzw. Westdeutschland, da die Variation des Kaitz-Index zwischen Regionen zur Identifikation der Effekte genutzt wird. Auch der Beschäftigungsumfang findet keinen Eingang in die Regressionen, da dieser zum Teil mithilfe der Variablen zur Arbeitszeit erstellt wurde, die wiederum von der Regression erklärt werden soll und daher nicht als erklärende Variable dienen sollte. Stattdessen werden einzelne Schätzungen für Teilgruppen wie beispielsweise Vollzeit- und Teilzeitbeschäftigte in den nachfolgenden Heterogenitätsanalysen durchgeführt.

³⁰ Geschlecht, Alter (gruppiert), berufliche Ausbildung, Kinder im Haushalt unter 16 Jahren, Familienstand, Staatsangehörigkeit deutsch.

³¹ Firmengröße in Gruppen, Befristung des Beschäftigungsverhältnisses, Berufssektor nach ISCO.

Tab. 7.2: Mindestlohneffekte auf die vertragliche Arbeitszeit

	1	2	3	4
	RE	RE	FE	FE
Konstante	3,21*** (0,02)	3,51*** (0,02)	3,37*** (0,04)	3,42*** (0,04)
2014	0,01 (0,02)	0,00 (0,02)	0,01 (0,02)	0,00 (0,02)
2015	0,06*** (0,02)	0,05*** (0,02)	0,06*** (0,02)	0,05*** (0,02)
2016	0,07*** (0,02)	0,05** (0,02)	0,07*** (0,02)	0,05** (0,02)
2017	0,09*** (0,02)	0,05** (0,02)	0,11*** (0,02)	0,07*** (0,02)
2018	0,11*** (0,02)	0,07*** (0,02)	0,13*** (0,03)	0,09*** (0,02)
2019	0,13*** (0,03)	0,08*** (0,03)	0,16*** (0,03)	0,10*** (0,03)
Kaitz-Index	0,20*** (0,04)	0,22*** (0,03)	0,02 (0,06)	0,04 (0,05)
Kaitz-Index x Jahr (Referenz: 2013)				
Placebo 2014	-0,01 (0,03)	-0,00 (0,02)	-0,01 (0,03)	0,00 (0,02)
DiD 2015	-0,08*** (0,03)	-0,08*** (0,03)	-0,07** (0,03)	-0,06** (0,03)
DiD 2016	-0,09*** (0,03)	-0,07** (0,03)	-0,08** (0,03)	-0,06* (0,03)
DiD 2017	-0,10*** (0,04)	-0,06 (0,03)	-0,13*** (0,04)	-0,09** (0,04)
DiD 2018	-0,13*** (0,04)	-0,08** (0,04)	-0,16*** (0,04)	-0,11*** (0,04)
DiD 2019	-0,14*** (0,04)	-0,08** (0,04)	-0,17*** (0,04)	-0,11*** (0,04)
Kontrollvariablen		ja		ja
Pseudo R ²	0,00	0,24	0,00	0,05
Beobachtungen	84.394	79.101	84.394	79.101

Quelle: SOEP.v36eu. – Anmerkungen: Regressionsergebnisse für den regionalen DiD-Ansatz entsprechend Beschreibung in Kapitel 2.5 mit Random/Fixen-Effekten. Entsprechender Hausman-Test in Tab. A 7.1. Die abhängige Variable ist die logarithmierte vertragliche Wochenarbeitszeit. Alle Koeffizienten sind in Prozent ausgewiesen. Robuste Standardfehler in Klammern, auf Personenebene geclustert mit * p < 0,1, ** p < 0,05, *** p < 0,01. Es werden keine Hochrechnungsfaktoren verwendet. Die Spalten unterscheiden sich durch die berücksichtigten Kontrollvariablen (1 und 3: keine; 2 und 4: soziodemografische Charakteristika und Beschäftigungscharakteristika). Die Referenzgruppe in den Spalten 2 und 4 ist männlich, verheiratet, hat keine Kinder unter 16 Jahren im Haushalt, arbeitet unbefristet in Vollzeit in einem technischen oder gleichrangigen nichttechnischen Beruf und in einer mittelgroßen Firma, hat ein mittleres Bildungsniveau und die deutsche Staatsangehörigkeit. Die übrigen Kategorien der Kontrollvariablen sind in Tab. A 2.2 und Tab. A 2.3 ausgewiesen. Basierend auf der Längsschnittstichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3.

Neben der Aktualisierung der Daten haben sich drei weitere Punkte im Vergleich zum Vorbericht (Bachmann et al. 2020b) geändert: Erstens werden nun in den Spezifikationen 3 und 4 in Tab. 7.2

die Koeffizienten mit der Fixe-Effekte-Methode geschätzt. Dabei werden nur Individuen berücksichtigt, bei denen es zu Veränderungen in der Arbeitszeit gekommen ist. Zweitens sind in allen Spezifikationen nun Indikatorvariablen für die einzelnen Jahre verwendet worden, anstatt Jahre mit gleichem Mindestlohn zusammenzufassen. Dadurch kann unmittelbar ein Placebo-Test für das Jahr 2014 durchgeführt werden, und die Verwendung von Indikatorvariablen für die einzelnen Jahre erlaubt eine intuitive Interpretation. Drittens verändert sich der Kaitz-Index nun im Zeitverlauf. Die Mindestlohnerhöhungen werden ein Jahr vor der Implementation berücksichtigt (analog zur Mindestlohneinführung) und ab dem Jahr 2018 werden die neuen Medianlöhne aus der VSE 2018 für den Kaitz-Index verwendet.

In Tab. 7.2 steht jede Zeile für einen Koeffizienten der Schätzung. Die Indikatorvariablen für die einzelnen Jahre geben die relative Veränderung der Arbeitszeit in den Zeiträumen vor und nach der Mindestlohneinführung sowie vor und nach den Mindestlohnerhöhungen an. Der Koeffizient des Kaitz-Index gibt an, in welchem Zusammenhang die durchschnittliche individuelle Arbeitszeit in Deutschland mit der Eingriffsintensität steht. Ein um eine Standardabweichung höherer Kaitz-Index (8,9 Prozentpunkte – der Mittelwert des Kaitz-Index beträgt 62 Prozent des Medianlohns im Durchschnitt für unser Sample) geht demnach durchschnittlich mit einer 2,0 Prozent³² höheren vereinbarten Wochenarbeitszeit einher. Die Interaktionsterme der Indikatorvariablen für die einzelnen Jahre und des Kaitz-Index stellen die zentralen Koeffizienten dar, die den Effekt der Einführung 2015 bzw. der Erhöhungen des Mindestlohns im Jahr 2017 und 2019 gegenüber dem Referenzjahr 2013 (vor Einführung des Mindestlohns) angeben.

Im Kernergebnis lässt sich ein negativer Effekt des Mindestlohns auf die Arbeitszeit feststellen. Dieser ist in jedem Jahr signifikant auf dem 1-Prozent-Niveau bzw. auf dem 5-Prozent-Niveau nach Hinzufügen der Kontrollvariablen. Im Mittel sinkt die vertragliche Arbeitszeit der betroffenen Beschäftigten durch die Einführung des Mindestlohns um 0,08 Prozent je Prozentpunkt Eingriffstiefe des Kaitz-Index.

Um diesen Effekt einordnen zu können, ist es hilfreich, ihn in Bezug zu einer normalen Abweichung des Kaitz-Index in Deutschland zu setzen, also der Standardabweichung. Bei Beschäftigten in Arbeitsmarkregionen mit einer um eine Standardabweichung (8,9 Prozentpunkte) erhöhten Eingriffsintensität des Kaitz-Index sinkt die vertragliche Arbeitszeit mit der Einführung des Mindestlohns im Jahr 2015 im Mittel um 0,71 Prozent. Mit Ausnahme des Jahres 2017 ist dieser Effekt durchgehend signifikant. Die Erhöhungen des Mindestlohns in den Jahren 2017 und 2019 verstärken den Effekt nicht mehr, wenn die Kontrollvariablen berücksichtigt werden.

Die Ergebnisse der Regression mit fixen Effekten (FE) in Spezifikation 4 unterscheiden sich nicht signifikant von den Ergebnissen der Random Effects (RE)-Regression, was ein Vergleich der 95-Prozent-Konfidenzintervalle deutlich macht. In den nachfolgenden Heterogenitäts- und Robustheitsanalysen werden demnach die Ergebnisse der RE-Regressionen gezeigt. Grundsätzlich sind die Effekte im FE-Modell größer und nehmen im Zeitverlauf leicht zu. Dies ist nicht verwunderlich, da für die Schätzung der Koeffizienten nur Beschäftigte berücksichtigt werden, bei denen sich die Arbeitszeit verändert hat, und nicht alle Beschäftigten wie in der RE-Regression.

Für die tatsächliche Arbeitszeit ergibt sich ein nicht signifikant größerer negativer Koeffizient von -0,08 im Mittel für den Zeitraum nach 2015, bzw. -0,11 für das Jahr 2018 und -0,09 für das Jahr 2019 (vgl. Tab. 7.3). Ein um eine Standardabweichung erhöhter Kaitz-Index führt somit zu einer

³² Dieser Wert ergibt sich aus dem höheren Kaitz-Index und der Effektgröße aus Spalte 2: $0,089 \cdot 0,22 = 0,02$.

mittleren Reduktion der tatsächlichen Arbeitszeit um 0,7 Prozent³³ nach Einführung des Mindestlohns (vgl. Spalte 2).

Dieser Effekt kann auch in Minuten angegeben werden. Hierfür wird die Konstante exponiert, um die mittlere tatsächliche Wochenarbeitszeit zu erhalten ($e^{3,59} = 36,23 \text{ h/Woche}$). Eine Reduktion um 0,7 Prozent entspricht dann umgerechnet einem mittleren Rückgang der tatsächlichen Arbeitszeit um 15 Minuten pro Woche. Das bedeutet, dass die tatsächliche Arbeitszeit relativ stärker sinkt als die vertraglich vereinbarte Arbeitszeit, jedoch ist der Unterschied in absoluten Werten irrelevant klein, denn für vertragliche Arbeitszeiten beträgt der absolute Effekt 14 Minuten ($e^{3,51} \cdot \frac{0,08}{100} \cdot 8,9 \text{ se} \cdot 60 \text{ min/h} = 14 \text{ min/Woche vAZ}$). Dies ist dennoch ein Hinweis auf den Rückgang der Differenz zwischen der tatsächlichen und der vertraglichen Arbeitszeit, der in einem späteren Kapitel gesondert untersucht wird.

In Tab. 7.3 ist außerdem überprüft worden, ob eine berufsbedingte Änderung der Beschäftigung oder der Gesundheitszustand Einfluss auf den Reformeffekt der Arbeitszeit haben, bzw. ob dieser durch fehlende Variablen verzerrt sein könnte. Dies ist nicht der Fall, die Hinzunahme der Kontrollvariablen hat keinen Einfluss auf die Spezifikation und die Größe der Koeffizienten. Auf diese Kontrollvariablen kann daher in den weitführenden Analysen verzichtet werden (siehe auch Tab. A 7.2 im Anhang für Ergebnisse der vertraglichen Arbeitszeiten).

Tab. 7.3: Mindestlohneffekte auf die tatsächliche Arbeitszeit

	1	2	3	4	5	6
	RE	RE	RE	RE	FE	FE
Konstante	3,28*** (0,03)	3,59*** (0,02)	3,60*** (0,02)	3,59*** (0,02)	3,44*** (0,04)	3,49*** (0,04)
2014	0,01 (0,02)	0,00 (0,02)	0,00 (0,02)	0,00 (0,02)	0,01 (0,02)	-0,00 (0,02)
2015	0,05*** (0,02)	0,04** (0,02)	0,05** (0,02)	0,04** (0,02)	0,05** (0,02)	0,04* (0,02)
2016	0,07*** (0,02)	0,05** (0,02)	0,05** (0,02)	0,05** (0,02)	0,07*** (0,02)	0,05** (0,02)
2017	0,10*** (0,02)	0,05** (0,02)	0,06** (0,02)	0,06** (0,02)	0,11*** (0,02)	0,07*** (0,02)
2018	0,13*** (0,03)	0,08*** (0,02)	0,08*** (0,02)	0,08*** (0,02)	0,15*** (0,03)	0,09*** (0,02)
2019	0,14*** (0,03)	0,08*** (0,03)	0,08*** (0,03)	0,08*** (0,03)	0,17*** (0,03)	0,10*** (0,03)
Kaitz-Index	0,23*** (0,04)	0,25*** (0,03)	0,25*** (0,03)	0,25*** (0,03)	0,05 (0,06)	0,07 (0,05)
Kaitz-Index x Jahr (Referenz: 2013)						
Placebo 2014	-0,02 (0,03)	-0,01 (0,03)	-0,01 (0,03)	-0,01 (0,03)	-0,02 (0,03)	-0,01 (0,03)
DiD 2015	-0,08*** (0,03)	-0,08*** (0,03)	-0,08*** (0,03)	-0,08*** (0,03)	-0,07** (0,03)	-0,07** (0,03)
DiD 2016	-0,11***	-0,08**	-0,08***	-0,08***	-0,10***	-0,07**

³³ Dieser Wert ergibt sich aus dem höheren Kaitz-Index und der Effektgröße des DiD 2015 aus Spalte 2: $0,089 \cdot 0,08 = 0,007$.

	1	2	3	4	5	6
	RE	RE	RE	RE	FE	FE
	(0,03)	(0,03)	(0,03)	(0,03)	(0,03)	(0,03)
DiD 2017	-0,13***	-0,08**	-0,08**	-0,08**	-0,16***	-0,11***
	(0,04)	(0,04)	(0,04)	(0,04)	(0,04)	(0,04)
DiD 2018	-0,18***	-0,11***	-0,11***	-0,12***	-0,21***	-0,14***
	(0,04)	(0,04)	(0,04)	(0,04)	(0,04)	(0,04)
DiD 2019	-0,17***	-0,09**	-0,09**	-0,09**	-0,20***	-0,13***
	(0,04)	(0,04)	(0,04)	(0,04)	(0,05)	(0,04)
Soziodemografische Charakteristika		ja	ja	ja		ja
Beschäftigungscharakteristika		ja	ja	ja		ja
Veränderung der Beschäftigung			ja	ja		
Gesundheitscharakteristika				ja		
Pseudo R ²	0,00	0,25	0,25	0,25	0,00	0,06
Beobachtungen	84.394	79.101	79.101	79.067	84.394	79.101

Quelle: SOEP.v36eu. – Anmerkungen: Regressionsergebnisse für den regionalen DiD-Ansatz entsprechend Beschreibung in Kapitel 2.5 mit Random/Fixen-Effekten (RE/FE). Die abhängige Variable ist die logarithmierte tatsächliche Wochenarbeitszeit. Alle Koeffizienten sind in Prozent ausgewiesen. Robuste Standardfehler in Klammern, auf Personenebene geclustert mit * $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$. Es werden keine Hochrechnungsfaktoren verwendet. Die Spalten unterscheiden sich innerhalb des RE- bzw. FE-Modells durch die berücksichtigten Kontrollvariablen (1 und 5: keine; 2 und 6: soziodemografische Charakteristika und Beschäftigungscharakteristika; 3: zusätzlich Variablen zum Stellen- und Berufswechsel, 4: zusätzlich Gesundheitscharakteristika). Die Referenzgruppe in den Spalten 2 und 6 ist männlich, verheiratet, hat keine Kinder unter 16 Jahren im Haushalt, arbeitet unbefristet in Vollzeit in einem technischen oder gleichrangigen nichttechnischen Beruf und in einer mittelgroßen Firma, hat ein mittleres Bildungsniveau und die deutsche Staatsangehörigkeit. Die übrigen Kategorien der Kontrollvariablen sind in Tab. A 2.2 und Tab. A 2.3 ausgewiesen. In Spalte 3 weist die Referenzgruppe zusätzlich keinen Stellen- und Berufswechsel und in Spalte 4 einen sehr guten Gesundheitszustand auf. Basierend auf der Längsschnittstichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3.

7.3.3 Schätzergebnisse mit individuellem Ansatz

Im vorherigen Abschnitt wurde die regionale Wirkungsintensität des Mindestlohns ausgenutzt, um die Effekte des Mindestlohns auf die Arbeitszeit zu bestimmen. Dabei wurde bei der Schätzung (und den Ergebnissen) nicht zwischen direkt vom Mindestlohn betroffenen Personen und solchen unterschieden, die deutlich über dem Mindestlohn verdienen. Alternativ dazu kann auch ein DiD-Ansatz auf individueller Ebene angewendet werden, wie er bereits für die Schätzung der Effekte auf die Löhne (siehe Kapitel 3.4 und 4.3) und in den Vorberichten auch für die Schätzung der Effekte auf Arbeitszeit genutzt wurde (siehe Bachmann et al. 2020b, Bonin et al. 2018). Im Folgenden werden die Ergebnisse beider Ansätze einander gegenübergestellt. Bei der Interpretation der Ergebnisse ist der jeweils verwendete Ansatz zu berücksichtigen. Der regionale Ansatz gibt grundsätzlich Auskunft über die mittlere Veränderung in der gesamten Stichprobe, während der individuelle Ansatz die Wirkung auf eine bestimmte Gruppe schätzt. Die Analyse mithilfe des individuellen DiD-Ansatzes in diesem Abschnitt dient zur konsistenten Fortschreibung und Einordnung früherer Forschungsergebnisse (Bachmann et al. 2020b, Bonin et al. 2018) sowie als Robustheitsanalyse der Ergebnisse des regionalen DiD.

Wie bereits im Vorbericht (Bachmann et al. 2020b, Kapitel 5.2) festgestellt wurde, lassen sich die Ergebnisse von Bonin et al. (2018: 97, Tabelle 4.9. Spezifikation 1) zwar replizieren, sie sind jedoch nicht robust gegenüber einer Erweiterung des Stichprobenzuschnitts oder dem Hinzufügen weiterer Beobachtungsjahre. Bachmann et al. (2020b) haben bereits gezeigt, dass die Mindestlohneinführung die vertragliche Arbeitszeit nur temporär im Jahr 2015 für die Gruppe der vom

Mindestlohn Betroffenen reduzierte und diese Ergebnisse weder für die neueren SOEP-Wellen noch gegenüber einer Variation der Kontrollvariablen robust sind. Verglichen wurden sozialversicherungspflichtig Beschäftigte, die knapp unterhalb des Mindestlohns verdienten, mit Beschäftigten, die etwas mehr verdienten.

In der Fortschreibung dieser Ergebnisse werden daher keine signifikanten Ergebnisse erwartet. Gegenüber Bachmann et al. (2020b, Kapitel 5.2) wurde die Einteilung der Kontroll- und Behandlungsgruppen um die Erhöhung des Mindestlohns im Jahr 2019 erweitert. Sie erfolgte analog zu Kapitel 3.4 und 4.3 auf jährlicher Basis (siehe auch Beschreibung in Kapitel 2.5). Für die Einführung des Mindestlohns werden Personen, die im Beobachtungsjahr unter 8,50 Euro pro Stunde verdienten, der Behandlungsgruppe zugeordnet, Personen mit einem Stundenlohn zwischen 8,50 Euro und 8,84 Euro der zweiten Behandlungsgruppe, um die Effekte der Mindestlohnerhöhung im Jahr 2017 zu identifizieren. Personen mit einem Lohn zwischen 8,84 Euro und 9,19 Euro werden der dritten Behandlungsgruppe zugeordnet, entsprechend der Erhöhung im Jahr 2019, und Personen mit einem Lohn von mehr als 9,19 Euro aber weniger als 10 Euro dienen der Kontrollgruppe.³⁴ Die Kontrollvariablen für die folgenden Regressionen wurden analog der Basisspezifikation der Arbeitszeitanalysen gewählt.

Die Ergebnisse in Tab. 7.4 deuten darauf hin, dass die Mindestlohneinführung keine signifikant negative Wirkung auf die Arbeitszeiten der Beschäftigten hatte, die unterhalb des Mindestlohns verdienten, verglichen mit Beschäftigten, die (knapp) oberhalb des Mindestlohns verdienten. Die Ergebnisse gelten unter der Annahme, dass Personen mit Stundenlöhnen oberhalb des Mindestlohns nicht von der Reform betroffen sind und keine Arbeitszeitanpassungen erfahren haben. Der Mindestlohn bewirkte also mittelfristig bei Beschäftigten nicht, dass sich die Arbeitszeit der Behandlungsgruppe im Mittel anders entwickelte als die Arbeitszeit der Kontrollgruppe. Die Ergebnisse unterscheiden sich gegenüber den ersten Analysen von Burauel et al. (2018) zum Effekt des Mindestlohns auf die Arbeitszeit. Mit der damals zur Verfügung stehenden SOEP-Welle ließ sich ein schwach signifikanter negativer Effekt auf die Arbeitszeit ausmachen. Dieser lässt sich mit den damals zur Verfügung stehenden Beobachtungen replizieren, nicht jedoch mit der neuen Version der SOEP-Welle für diese Jahre: Mit der neuen SOEP-Welle kann kein signifikanter Effekt auf die Arbeitszeit mehr gefunden werden, wie Bachmann et al. (2020b) zeigen. Jedoch kam es regional zu unterschiedlich stark ausgeprägten Arbeitszeiteffekten, wie die Analysen mit dem regionalen Ansatz in diesem Bericht veranschaulichen.

Bei der Interpretation der Ergebnisse ist zu beachten, dass Personen der Kontroll- und Behandlungsgruppe jahresspezifisch zugeordnet werden. Mindestlohnwirkungen zwischen diesen Gruppen werden jeweils vom einen Jahr zum nächsten betrachtet. Die Entwicklung in den ursprünglichen Gruppen (aus dem Jahr 2014) werden nicht mittel- oder längerfristig nachvollzogen.

In der Gruppe der Beschäftigten, die zwischen 8,50 Euro und 8,84 Euro verdienen, zeigen sich deutliche Anpassungen der Arbeitszeit im Jahr 2017 und 2018. Die vertragliche Arbeitszeit sinkt um etwa 14,4 Prozent (17,8 Prozent) gegenüber der Kontrollgruppe und dem Referenzjahr 2013 für alle Beschäftigten. Bei einer getrennten Analyse von sozialversicherungspflichtig Beschäftigten und geringfügig Beschäftigten zeigen sich in der BG 2 keine signifikanten Effekte mehr. Sozialversicherungspflichtig Beschäftigte, die im jeweiligen Jahr zwischen 8,84 Euro und 9,19 Euro

³⁴ Die Analysen wurden zu Robustheitszwecken auch mit einer einmaligen Zuteilung in Behandlungs- und Kontrollgruppe im Jahr 2014 durchgeführt, wie in Bonin et al. (2018). Die Ergebnisse sind nicht signifikant unterschiedlich und werden daher nicht zusätzlich dargestellt.

verdienen, haben aber zwischen 2015 und 2018 durchschnittlich eine um etwa 7,5 bis 13,5 Prozent niedrigere vertragliche Arbeitszeit im Vergleich zum Jahr 2013 und zu Beschäftigten, die zwischen 9,19 Euro und 10 Euro verdienen.

Tab. 7.4: Mindestlohneffekt auf die vertragliche Arbeitszeit: individueller DiD-Ansatz

	Alle		SV-pflichtige Beschäftigung		Geringfügig Beschäftigte	
Konstante (KG: 9,19 bis unter 10 Euro)	3,87***	(3,62)	3,77***	(0,02)	2,27***	(0,07)
BG 1: Unter 8,50 Euro	-10,71***	(2,65)	-0,32	(1,74)	33,06***	(4,74)
Placebo 2014	1,15	(3,49)	-2,13	(2,31)	14,38**	(5,72)
DiD 2015	3,02	(3,88)	-3,66	(2,55)	7,39	(6,62)
DiD 2016	-0,50	(4,01)	-4,09	(2,63)	2,49	(7,21)
DiD 2017	-1,12	(4,10)	-4,47	(2,77)	5,64	(7,84)
DiD 2018	3,33	(4,39)	-1,48	(2,96)	10,11	(8,00)
DiD 2019	5,77	(4,93)	-3,81	(3,52)	10,51	(7,76)
BG 2: 8,50 bis unter 8,84 Euro	0,23	(3,97)	4,85**	(2,44)	23,60***	(5,06)
Placebo 2014	-6,43	(5,47)	-2,56	(3,41)	13,44**	(6,48)
Placebo 2015	-7,66	(5,66)	-0,68	(3,39)	4,25	(6,93)
Placebo 2016	-8,45	(5,71)	-3,39	(3,73)	5,07	(7,53)
DiD 2017	-14,41**	(6,14)	-3,63	(3,92)	3,83	(7,93)
DiD 2018	-17,83***	(6,33)	-6,41	(4,82)	4,37	(8,30)
DiD 2019	-9,67	(6,64)	1,07	(4,61)	5,77	(7,63)
BG 3: 8,84 bis unter 9,19 Euro	8,89*	(4,94)	5,46	(3,37)	9,91	(6,10)
Placebo 2014	-3,60	(6,67)	-4,07	(4,50)	-3,46	(12,39)
Placebo 2015	-2,41	(6,47)	-7,53*	(4,36)	25,30***	(9,14)
Placebo 2016	-4,83	(7,21)	-9,39**	(4,75)	-4,91	(10,67)
Placebo 2017	-11,92	(7,28)	-13,48***	(4,65)	-1,96	(13,94)
Placebo 2018	-7,02	(7,01)	-8,67*	(4,82)	22,37**	(8,90)
DiD 2019	-1,06	(8,31)	-9,18	(6,23)	5,77	(9,87)
Kontrollvariablen	ja		ja		ja	
Adj. R ²	0,23		0,21		0,14	
Beobachtungen	10.613		7.574		3.039	

Quelle: SOEP.v36eu. – Anmerkungen: OLS-Regressionsergebnisse für den individuellen DiDiD-Ansatz entsprechend Beschreibung in Kapitel 2.5. Die abhängige Variable ist die logarithmierte vertragliche Wochenarbeitszeit. Alle Koeffizienten sind in Prozent ausgewiesen. Robuste Standardfehler in Klammern, auf Personenebene geclustert mit * $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$. Es werden keine Hochrechnungsfaktoren verwendet. Die verwendeten Kontrollvariablen umfassen soziodemografische und Beschäftigungscharakteristika. Die Referenzgruppe ist männlich, verheiratet, hat keine Kinder unter 16 Jahren im Haushalt, arbeitet unbefristet in Vollzeit in einem technischen oder gleichrangigen nichttechnischen Beruf und in einer mittelgroßen Firma, hat ein mittleres Bildungsniveau, die deutsche Staatsangehörigkeit und wohnt in Westdeutschland. Die übrigen Kategorien der Kontrollvariablen sind in Tab. A 2.2 und Tab. A 2.3 ausgewiesen. In Prozent ausgewiesen. Basierend auf der Längsschnittstichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3. Kontroll- sowie Behandlungsgruppen (KG, BG) werden entsprechend Kapitel 2.5 anhand von vertraglichen Stundenlöhnen eingeteilt. SV-pflichtig – sozialversicherungspflichtig.

Bei geringfügig Beschäftigten mit einem Minijob kam es im Mittel zu einem deutlichen Anstieg der Arbeitszeit in der Gruppe der vom Mindestlohn Betroffenen im Jahr 2014, also ein Jahr vor Einführung des Mindestlohns. Bei geringfügig Beschäftigten mit einem Bruttostundenlohn von weniger als 8,50 Euro nahm die Arbeitszeit im Jahr vor Einführung des Mindestlohns signifikant

stärker zu als bei der Vergleichsgruppe. Dies könnte auf Antizipationseffekte zurückzuführen sein. Aufgrund dieses signifikanten Placebo-Koeffizienten können die Mindestlohneffekte der nachfolgenden Jahre nicht mehr kausal interpretiert werden. Ein möglicher Grund, warum bei Minijobs kein negativer Effekt auf die Arbeitszeit gefunden werden kann, ist, dass die insignifikanten DiD-Koeffizienten für die Arbeitszeit in Minijobs sich aus der Summe gegenläufiger Effekte zusammensetzen: für Beschäftigte in Minijobs, deren Stundenlöhne durch den Mindestlohn steigen, könnte die Arbeitszeit entweder gesenkt werden, damit die Minijob-Lohngrenze nicht überschritten wird. Andererseits ist auch möglich, dass diese Personen in der Folgeperiode mit höherer Arbeitszeit in ein reguläres Beschäftigungsverhältnis übergehen. Da die hier betrachtete Stichprobe von Beschäftigten in Minijobs jedoch bereits sehr klein ist, können die unterschiedlichen Effekte mit den hier verwendeten Daten nicht präzise untersucht werden. Eine deskriptive Analyse der Übergangsraten von Minijobs aus dem verwendeten Sample in reguläre Beschäftigung weist nur eine äußerst geringe Variation über den betrachteten Zeitraum auf.

Die Ergebnisse aus den individuellen DiD-Schätzungen deuten also darauf hin, dass für Personen mit einem Stundenlohn unterhalb des Mindestlohns keine dauerhafte signifikante Veränderung der Arbeitszeit durch die Mindestlohneinführung gefunden werden kann. Die Ergebnisse des individuellen DiD-Ansatzes weichen also von den Ergebnissen des regionalen DiD-Ansatzes ab, bei dem ein leichter mittlerer Rückgang der Arbeitszeiten (aller Beschäftigter) ausgemacht werden konnte, der sich im Zeitablauf als robust erweist. Die Aussagekraft des individuellen Ansatzes ist insbesondere bei Differenzierung nach Beschäftigungsform aufgrund geringer Fallzahlen eingeschränkt.

7.3.4 Robustheitsanalysen

Es gilt nun zu überprüfen, ob sich die Ergebnisse des regionalen Ansatzes als robust gegenüber Variationen in den Schätzungen erweist. Bei Beschäftigten, die während des Beobachtungszeitraums die Arbeitsmarktregion wechseln, also in eine andere Region umziehen, ist der Mindestlohneffekt nicht exogen. Ist der Umzug bspw. auf ein allgemein niedriges Lohnniveau und die daraus resultierende hohe Eingriffsintensität des Mindestlohns in der Herkunftsregion zurückzuführen, bedeutet das eine Reaktion auf den Kaitz-Index. Dies gefährdet in der Folge die bedingte Unabhängigkeit des Lohnresiduums von der erklärenden Variablen und somit die Exogenität des Mindestlohneffekts. Daher wurden in einer Robustheitsanalyse alle Beschäftigten ausgeschlossen, die über eine Arbeitsmarktregion hinaus umziehen. Die Ergebnisse ändern sich dadurch kaum und bleiben sowohl signifikant als auch negativ (vgl. Tab. A 7.2, Spezifikation 4).

Zudem könnte die Wochenarbeitszeit einem langfristigen Trendverlauf unterliegen, der sich in Abhängigkeit der Lohnniveaus einer Region entwickelt. Um den Einfluss auf den Mindestlohneffekt zu kontrollieren, wurden bereits bei den Baseline-Regressionen Indikatorvariablen für die einzelnen Jahre eingeführt, die diesen Trend widerspiegeln können.

Es könnte auch argumentiert werden, dass der Arbeitszeiteffekt durch zeitkonstante individuelle Merkmale getrieben ist, die Einfluss auf die Arbeitszeit haben. Diese Vermutung kann durch eine FE-Regression geprüft werden. Dadurch werden individuelle Eigenschaften, die sich nicht mit der Zeit ändern, erfasst, wie bspw. Ehrgeiz, Intelligenz, Bedürfnisse nach Freizeitausgleich oder Karrierebestreben. In der vorhandenen Literatur verwenden unter anderem Caliendo et al. (2018) fixe Effekte für die Evaluation des Mindestlohns. Wie bereits oben beschrieben, ändert sich der DiD-Koeffizient allerdings nur geringfügig, wenn für individuelle zeitkonstante Eigenschaften kontrolliert wird (vgl. Tab. 7.2 und Tab. 7.3).

Die bisherigen Schätzergebnisse bezogen sich auf die logarithmierte Arbeitszeit und nahmen lediglich an, dass Arbeitszeitanpassungen ein gleiches prozentuales Wachstum aufweisen, während absolute Arbeitszeitanpassungen etwa bei Vollzeitbeschäftigten durchaus höher ausfallen dürften als bei Personen mit geringerem Beschäftigungsumfang. Die Schätzungen können aber auch für die absolute Arbeitszeit durchgeführt werden. Dann wird unterstellt, dass die Arbeitszeitveränderung für alle Personen gleich ausfällt, unabhängig vom ursprünglichen Arbeitsumfang. Dies kann durch eine Schätzung mit absoluten Werten der Arbeitszeit überprüft werden. Im Ergebnis zeigt sich, dass der Effekt negativ bleibt (vgl. Tab. A 7.2, Spezifikationen 5 und 6). Allerdings ist der Effekt kleiner und nicht mehr durchgehend signifikant bzw. häufig lediglich auf einem 10 Prozent-Niveau signifikant. Bei einer Veränderung der Eingriffstiefe um eine Standardabweichung verringert sich die vertragliche Arbeitszeit mit dem Mindestlohn im Mittel um 5,5 bis 7,5 Minuten pro Woche zwischen 2016 und 2019.

Schließlich kann nicht nur deskriptiv, sondern auch mittels einer Schätzung geprüft werden, ob die Annahme der gemeinsamen Trends zwischen Regionen mit unterschiedlichem Kaitz-Index vor der Mindestlohneinführung erfüllt ist. Hierfür wurde in allen Regressionen das Jahr 2013 als Referenzjahr gewählt, um zu überprüfen, ob bereits im Jahr 2014 ein Effekt des Mindestlohns festzustellen war. Zeigen sich bei diesem Test keine signifikanten Ergebnisse, ist dies ein Indiz dafür, dass die Annahme der gemeinsamen Trends gilt. Dies ist der Fall für die Baseline-Spezifikation der Schätzung auf den Logarithmus der vertraglichen und tatsächlichen Arbeitszeit (siehe Tab. 7.2 und Tab. 7.3).

Zuletzt könnte auch die Art und Weise, wie die Eingriffsintensität spezifiziert worden ist, die Ergebnisse beeinflussen. Daher wurden auch andere Definitionen des Kaitz-Index verwendet, um deren Einfluss auf den Effekt des Mindestlohns in der Vorhersage der vertraglichen Arbeitszeit zu überprüfen. Zunächst wurde dieser Test mit einem statischen Kaitz-Index durchgeführt, der den Mindestlohn bei Einführung (8,50 Euro) ins Verhältnis zum Medianlohn einer Arbeitsmarktregion vor Einführung des Mindestlohns setzt – also zum regionalen Medianlohn im Jahr 2014. Dies entspricht der Vorgehensweise in Bachmann et al. (2020b). In dieser Spezifikation ändert sich der Kaitz-Index im Zeitverlauf nicht. Die Ergebnisse unterscheiden sich nicht signifikant von der Baseline-Regression mit dynamischem Kaitz-Index.

Ein weiterer Schwachpunkt des verwendeten dynamischen Kaitz-Index könnte die diskrete Anpassung der Medianlöhne im Jahr 2018 sein, da die VSE nur alle vier Jahre zur Berechnung der Medianlöhne auf dieser kleinräumigen Ebene zur Verfügung steht. Dadurch sinkt der Kaitz-Index im Jahr 2018 durch die nun zur Verfügung stehenden neuen Medianlöhne. Diese Veränderung wirkt sich allerdings nicht auf die Ergebnisse aus. Der Mindestlohneffekt bleibt in Höhe und Signifikanz bis auf die zweite Nachkommastelle identisch zu den Koeffizienten, die sich ergeben, wenn ein Kaitz-Index verwendet wird, der nur die Medianlöhne aus dem Jahr verwendet und zusätzlich die Mindestlohnerhöhungen berücksichtigt (Tab. A 7.3 im Anhang, Spezifikationen 3 und 4). Es kann also geschlussfolgert werden, dass der dynamische Kaitz-Index verwendet werden kann, ohne die Robustheit der Ergebnisse zu beeinflussen oder signifikant zu verändern. Dies lässt sich dadurch erklären, dass der Kaitz-Index die räumliche Variation der Eingriffsintensität nutzt, die um ein Vielfaches höher ist als die Variation des Mindestlohns über die Zeit.

Da inzwischen die VSE 2018 vorliegt, konnten die auf dem SOEP basierenden Ergebnisse auch mit einer weiteren Datenquelle auf ihre Robustheit überprüft werden. Dabei wurde auf Grundlage der in diesen Jahren zu Verfügung stehenden VSE-Wellen die Differenz zwischen den Jahren 2014 und 2018 untersucht (siehe Tab. A 7.4). Das Jahr 2014 dient als Referenzjahr für die Einfüh-

zung des Mindestlohns. Auch bei dieser Analyse finden sich signifikant negative Effekte des Mindestlohns auf die vertragliche Arbeitszeit in vergleichbar geringer Höhe. Es ist bei den Ergebnissen jedoch zu beachten, dass einige Kontrollvariablen gegenüber der Spezifikation im SOEP nicht verwendet werden konnten. Dies sind der Familienstand, die Staatsbürgerschaft und die Indikatorvariable, ob Kinder im Haushalt leben.

7.3.5 Heterogenitätsanalysen

Der Effekt der Einführung des Mindestlohns auf die Arbeitszeit wurde bislang im Mittelwert für alle betroffenen Beschäftigten geschätzt. Dies überdeckt jedoch, dass die Effekte auf die Arbeitszeit für verschiedene Gruppen deutlich vom mittleren Effekt abweichen können. Deshalb wurden Regressionen getrennt für die Beschäftigungsart (Vollzeit, Teilzeit, geringfügige Beschäftigung), für die Geschlechter und für die Einkommensquintile des Bruttomonatslohns durchgeführt. Ebenfalls wurde unterschieden, ob es bei betroffenen Beschäftigten durch Veränderungen des Mindestlohns zu Lohnanpassungen gekommen ist.

Ausgangspunkt der Heterogenitätsanalyse ist stets die Baseline-Regression in Tab. 7.2, Spezifikation 2. Tab. 7.5 stellt die Ergebnisse getrennt für Vollzeit-, Teilzeit-, geringfügige (Minijob-) und Midijob-Beschäftigte sowie für Frauen und Männer dar. Zu beachten ist, dass die Koeffizienten nun nur noch als die Variation der Arbeitszeit innerhalb der jeweiligen Teilgruppe zu interpretieren sind.

Tab. 7.5: Mindestlohneffekte auf die vertragliche und tatsächliche Arbeitszeit nach Beschäftigungsart und Geschlecht

	1	2	3	4	5	6	7
	Vollzeit	Teilzeit	Minijob	Midijob	Frauen	Männer	Ohne Midijob
Vertragliche Arbeitszeit							
Konstante	3,68*** (0,01)	2,82*** (0,05)	2,13*** (0,13)	2,09*** (0,13)	3,07*** (0,04)	3,61*** (0,03)	3,52*** (0,02)
Kaitz-Index	0,00 (0,01)	0,19*** (0,07)	0,30 (0,19)	0,96*** (0,19)	0,39*** (0,05)	0,04 (0,04)	0,21*** (0,03)
Kaitz-Index x Jahr (Referenz: 2013)							
Placebo 2014	0,00 (0,01)	-0,05 (0,06)	0,35 (0,23)	-0,31 (0,25)	0,03 (0,04)	-0,03 (0,02)	0,01 (0,02)
DiD 2015	-0,01 (0,01)	-0,14** (0,06)	-0,11 (0,23)	0,59*** (0,20)	-0,07 (0,04)	-0,07** (0,03)	-0,06** (0,03)
DiD 2016	-0,00 (0,01)	-0,10 (0,07)	-0,22 (0,25)	-0,51** (0,21)	-0,06 (0,05)	-0,07** (0,03)	-0,05* (0,03)
DiD 2017	-0,01 (0,01)	-0,14* (0,08)	0,03 (0,28)	-0,55* (0,30)	-0,06 (0,06)	-0,05 (0,04)	-0,05 (0,03)
DiD 2018	-0,01 (0,01)	0,30*** (0,09)	0,03 (0,27)	-0,78** (0,32)	-0,10* (0,06)	-0,05 (0,04)	-0,06* (0,04)
DiD 2019	-0,01 (0,01)	-0,17* (0,09)	0,17 (0,29)	-0,68** (0,29)	-0,12* (0,06)	-0,03 (0,04)	-0,07* (0,04)
Kontrollvariablen	ja						
Pseudo R ²	0,13	0,02	0,06	0,11	0,20	0,08	0,23
Tatsächliche Arbeitszeit							
Konstante	3,77*** (0,01)	2,95*** (0,05)	2,14*** (0,13)	2,26*** (0,13)	3,14*** (0,04)	3,71*** (0,03)	3,60*** (0,02)
Kaitz-Index	0,01	0,24***	0,34*	0,85***	0,43***	0,05	0,24***

	1	2	3	4	5	6	7
	Vollzeit	Teilzeit	Minijob	Midijob	Frauen	Männer	Ohne Midijob
Kaitz-Index x Jahr (Referenz: 2013)	(0,01)	(0,07)	(0,20)	(0,18)	(0,05)	(0,04)	(0,03)
Placebo 2014	-0,00 (0,01)	-0,03 (0,07)	0,31 (0,23)	-0,35 (0,25)	0,03 (0,04)	-0,04 (0,03)	0,00 (0,03)
DiD 2015	-0,01 (0,01)	-0,13* (0,07)	-0,16 (0,24)	0,62*** (0,21)	-0,07 (0,05)	-0,08** (0,03)	-0,06** (0,03)
DiD 2016	-0,02 (0,01)	-0,13 (0,08)	-0,21 (0,26)	-0,29 (0,22)	-0,08* (0,05)	-0,06* (0,04)	-0,07** (0,03)
DiD 2017	-0,03* (0,02)	-0,15 (0,09)	0,06 (0,28)	-0,40 (0,32)	-0,09 (0,06)	-0,06 (0,04)	-0,07* (0,04)
DiD 2018	-0,04** (0,02)	0,31*** (0,10)	-0,13 (0,28)	-0,56* (0,31)	0,16*** (0,06)	-0,06 (0,04)	-0,10*** (0,04)
DiD 2019	-0,04** (0,02)	-0,16 (0,10)	0,37 (0,30)	-0,37 (0,28)	-0,12* (0,07)	-0,05 (0,05)	-0,08** (0,04)
Kontrollvariablen	ja	ja	ja	ja	ja	ja	ja
Pseudo R ²	0,12	0,05	0,05	0,08	0,22	0,09	0,24
Beobachtungen	58.509	14.786	5.806	1.575	41.093	38.008	77.526

Quelle: SOEP.v36eu. – Anmerkungen: Regressionsergebnisse für den regionalen DiD-Ansatz entsprechend Beschreibung in Kapitel 2.5 mit Random-Effekten. Die abhängige Variable ist die logarithmierte vertragliche bzw. tatsächliche Wochenarbeitszeit. Alle Koeffizienten sind in Prozent ausgewiesen. Robuste Standardfehler in Klammern, auf Personenebene geclustert mit * $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$. Es werden keine Hochrechnungsfaktoren verwendet. Die verwendeten Kontrollvariablen umfassen soziodemografische Charakteristika und Beschäftigungscharakteristika. Die Referenzgruppe ist verheiratet, hat keine Kinder unter 16 Jahren im Haushalt, arbeitet unbefristet in einem technischen oder gleichrangigen nichttechnischen Beruf und in einer mittelgroßen Firma, hat ein mittleres Bildungsniveau, die deutsche Staatsangehörigkeit und ist männlich (außer Spalten 5 und 6) bzw. vollzeitbeschäftigt (Spalten 5, 6, 7). Die übrigen Kategorien der Kontrollvariablen sind in Tab. A 2.2 und Tab. A 2.3 ausgewiesen. Basierend auf der Längsschnittstichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3.

Es zeigt sich, dass der Mindestlohn kaum einen relevanten Arbeitszeiteffekt auf Vollzeitbeschäftigte bis 2016 hatte. Erst ab 2017 zeigt sich ein signifikant negativer, kleiner Effekt auf die tatsächliche Arbeitszeit – jedoch nicht auf die vertragliche Arbeitszeit. Die Variation des Kaitz-Index hat keinen messbaren Effekt auf die vertragliche Arbeitszeit bei Vollzeitbeschäftigten und nur einen kleinen auf die tatsächliche Arbeitszeit. Der Arbeitszeiteffekt, der sich in der Hauptspezifikation (Baseline-Regression) zeigt, ist also vor allem durch Arbeitszeitveränderungen bei Teilzeitbeschäftigten und Midijobs zu erklären. Wird die Gruppe der Midijobs aus der Schätzung ausgeschlossen, ist der Effekt des Mindestlohns auf die Arbeitszeit nur noch schwach signifikant und um 2 Prozent kleiner (siehe Tab. 7.5, Spezifikation 7).

So reduziert sich die mittlere vertragliche Arbeitszeit von Teilzeitbeschäftigten im Mittel um 0,14 Prozent bis 0,17 Prozent je Prozentpunkt Variation des Kaitz-Index auf dem 5-Prozent-Signifikanzniveau. Im Jahr 2018 ist es offenbar zu einer größeren Arbeitszeitanpassung gekommen, und die Arbeitszeit reduzierte sich um 0,30 Prozent je Prozentpunkt einer Variation im Kaitz-Index. Die Referenzgruppe der Teilzeitbeschäftigten hat eine mittlere Arbeitszeit von 16,8 Wochenstunden. Somit reduzierte der Mindestlohn die vertragliche Arbeitszeit um weniger als 27 Minuten (im Jahr 2018).

Die stärkste relative Reduktion der vertraglichen Arbeitszeit ist bei Beschäftigten in Midijobs zu beobachten. Sie reduzierte sich um 0,51 Prozent (2016) bis 0,78 Prozent (2018) pro Prozentpunkt

einer Variation im Kaitz-Index.³⁵ Die Ergebnisse beruhen allerdings auf einer geringen Fallzahl und sind daher mit Vorsicht zu interpretieren. Der geschätzte Behandlungs-Koeffizient ist für Minijob-Beschäftigte nicht mehr signifikant verschieden von null, sobald für soziodemografische Merkmale kontrolliert wird. Mit dem regionalen Ansatz kann also kein kausaler Effekt des Mindestlohns auf die Arbeitszeit in Minijobs nachgewiesen werden. Dies bedeutet jedoch nicht, dass der Mindestlohn im Mittel keinen Effekt auf alle betroffenen Minijob-Beschäftigten hatte. Um dies herauszufinden, wäre eine Analyse mit dem individuellen Ansatz notwendig, der die Kontroll- und Behandlungsgruppe vor Beginn einmalig zuordnet, und anschließend die Individuen über den Zeitraum hinweg beobachtet. Im SOEP reichen hierfür die Fallzahlen nicht aus, um valide Ergebnisse zu produzieren.

Untersucht man Frauen und Männer getrennt, unterscheiden sich die Ergebnisse kaum voneinander (Tab. 7.5, Spezifikationen 5 und 6). Der einzig feststellbare Unterschied ist, dass die Erhöhungen des Mindestlohns nach 2017 einen deutlich stärkeren Effekt auf Frauen hatten, während es bei Männern eher 2015 durch die Einführung des Mindestlohns zu Arbeitszeitanpassungen kam.

Zur Überprüfung, ob die Arbeitszeitanpassungen sich in verschiedenen Einkommensgruppen unterscheiden, wurden die Beschäftigten in fünf Einkommensgruppen unterteilt. Für jede Gruppe wurden separate Schätzungen durchgeführt. Tab. 7.6 zeigt Regressionsergebnisse für alle fünf Einkommensgruppen, die mithilfe des Bruttomonatslohns im Jahr 2014 eingeteilt wurden. Die Quintilsgrenzen des Bruttomonatslohns sind in der ersten Tabellenzeile ersichtlich.

Tab. 7.6: Mindestlohneffekte auf die vertragliche und tatsächliche Arbeitszeit nach Quintilen des Bruttomonatslohns

Quintilsgrenze des Bruttomonatslohn in EUR	1 ≤1.300	2 ≤2.100	3 ≤2.800	4 ≤3.700	5 ≤27.000
Vertragliche Arbeitszeit					
Konstante	2,62*** (0,09)	3,29*** (0,05)	3,62*** (0,03)	3,61*** (0,03)	3,64*** (0,03)
Kaitz-Index	0,79*** (0,12)	0,47*** (0,06)	0,12*** (0,04)	0,14*** (0,04)	0,05 (0,04)
Kaitz-Index x Jahr (Referenz: 2013)					
Placebo 2014	0,10 (0,10)	0,02 (0,05)	-0,07*** (0,02)	0,00 (0,03)	-0,02 (0,03)
DiD 2015	-0,13 (0,11)	-0,10* (0,05)	-0,04 (0,04)	-0,05 (0,04)	-0,01 (0,03)
DiD 2016	-0,15 (0,12)	-0,16*** (0,06)	-0,05 (0,06)	-0,04 (0,04)	-0,00 (0,04)
DiD 2017	-0,13 (0,14)	-0,11 (0,08)	-0,03 (0,06)	-0,08 (0,06)	0,01 (0,05)
DiD 2018	-0,18 (0,15)	-0,13* (0,08)	-0,08 (0,06)	-0,08 (0,05)	-0,10 (0,07)
DiD 2019	-0,36** (0,16)	-0,15* (0,09)	0,02 (0,08)	-0,08 (0,06)	0,03 (0,07)
Kontrollvariablen	ja	ja	ja	ja	ja
Pseudo R ²	0,13	0,29	0,20	0,14	0,05

³⁵ Als Midijobs werden Beschäftigungen in der sog. Gleitzzone bezeichnet, bei denen der Monatsverdienst über 450 Euro, aber unter 850 Euro liegt. Dieser Bereich ist dadurch gekennzeichnet, dass die Sozialversicherungsbeiträge für Arbeitnehmerinnen und Arbeitnehmer linear ansteigen und zu Beginn nur 10 Prozent betragen. 2019 wurde die Gleitzzone in Übergangsbereich umbenannt und bis 1300 Euro ausgeweitet.

Quintilsgrenze des Bruttomonatslohn in EUR	1 <=1.300	2 <=2.100	3 <=2.800	4 <=3.700	5 <=27.000
Tatsächliche Arbeitszeit					
Konstante	2,68*** (0,09)	3,33*** (0,05)	3,67*** (0,03)	3,74*** (0,03)	3,76*** (0,03)
Kaitz-Index	0,83*** (0,12)	0,51*** (0,06)	0,17*** (0,04)	0,08* (0,05)	0,07 (0,05)
Kaitz-Index x Jahr (Referenz: 2013)					
Placebo 2014	0,07 (0,10)	-0,03 (0,05)	-0,07** (0,03)	0,06* (0,04)	-0,04 (0,04)
DiD 2015	-0,14 (0,11)	-0,13** (0,06)	-0,05 (0,04)	0,02 (0,04)	-0,03 (0,04)
DiD 2016	-0,16 (0,12)	-0,23*** (0,06)	-0,08 (0,06)	0,03 (0,04)	-0,01 (0,05)
DiD 2017	-0,14 (0,15)	-0,19** (0,08)	-0,05 (0,06)	-0,05 (0,07)	-0,07 (0,06)
DiD 2018	-0,28* (0,15)	-0,15* (0,08)	-0,17** (0,07)	0,00 (0,06)	-0,14* (0,07)
DiD 2019	-0,38** (0,16)	-0,24*** (0,09)	-0,02 (0,09)	-0,04 (0,07)	-0,00 (0,08)
Kontrollvariablen	ja	ja	ja	ja	ja
Pseudo R ²	0,13	0,27	0,18	0,09	0,05
Beobachtungen	11.230	11.596	11.150	9.547	11.593

Quelle: SOEP.v36eu. – Anmerkungen: Regressionsergebnisse für den regionalen DiD-Ansatz entsprechend Beschreibung in Kapitel 2.5 mit Random-Effekten. Die abhängige Variable ist die logarithmierte vertragliche bzw. tatsächliche Wochenarbeitszeit. Alle Koeffizienten sind in Prozent ausgewiesen. Robuste Standardfehler in Klammern, auf Personenebene geclustert mit * $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$. Es werden keine Hochrechnungsfaktoren verwendet. Die verwendeten Kontrollvariablen umfassen soziodemografische Charakteristika und Beschäftigungscharakteristika. Die Referenzgruppe ist männlich, verheiratet, hat keine Kinder unter 16 Jahren im Haushalt, arbeitet unbefristet in Vollzeit in einem technischen oder gleichrangigen nichttechnischen Beruf und in einer mittelgroßen Firma, hat ein mittleres Bildungsniveau und die deutsche Staatsangehörigkeit. Die übrigen Kategorien der Kontrollvariablen sind in Tab. A 2.2 und Tab. A 2.3 ausgewiesen. Basierend auf der Längsschnittstichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3.

In den Ergebnissen der Regressionen je Einkommensquintil zeigt sich, dass die Effekte des Mindestlohns auf die Arbeitszeit ausschließlich in den unteren beiden Einkommensgruppen signifikant negativ sind. Insbesondere Beschäftigte, die im Jahr 2014 mehr als 1.300 Euro und bis einschließlich 2.100 Euro verdienten, haben eine anhaltend niedrigere vertragliche Arbeitszeit in Regionen mit höherer Eingriffsintensität. In den anderen Einkommensgruppen ist im Mittel kein signifikanter Mindestlohneffekt auf die vertragliche Arbeitszeit in stärker vom Mindestlohn betroffenen Regionen mehr messbar. Das ist angesichts der faktisch höheren Betroffenheit der unteren Einkommensgruppen auch zu erwarten. In den ersten beiden Einkommensgruppen befinden sich vor allem Beschäftigte in Mini- und Midijobs, Teilzeitbeschäftigte mit geringem Beschäftigungsgrad und Niedriglohnbeschäftigte.

Um diese individuelle Betroffenheit vom Mindestlohn direkter zu messen, wurde ein einfacher Indikator erstellt, der den Wert 1 annimmt, wenn ein Beschäftigter oder eine Beschäftigte vor Einführung (Erhöhung) unterhalb des zukünftigen Mindestlohns verdiente und im Zuge der Einführung (Erhöhung) eine Lohnerhöhung mindestens auf den Mindestlohn erfahren hat. Ist dies der Fall, wird er/sie nun im Zeitverlauf weiter beobachtet. In Tab. 7.7 ist diese Gruppe als „unmittelbar betroffen“ bezeichnet (Spezifikation 1) – spezifischer sind es die unmittelbar vom Mindestlohn betroffenen Beschäftigten, die auch eine Lohnerhöhung erhalten haben. Bei der Unterscheidung dieser Gruppe von Personen, die nicht unmittelbar vom Mindestlohn betroffen sind oder keine Lohnerhöhung erhalten haben, sind drei Erkenntnisse hervorzuheben. Erstens: Un-

mittelbar Betroffene arbeiten im Mittel kürzer (siehe Konstante). Zweitens: Sie haben in Regionen mit höherer Eingriffsintensität stärkere Anpassungen an die vertragliche Arbeitszeit erfahren, die im Zeitverlauf zunehmen. Der Effekt ist etwa vier- bis fünfmal so stark und signifikant verschieden vom Effekt in der Vergleichsgruppe. Eine Standardabweichung des Kaitz-Index (8,9) führt im Mittel zu einer absoluten Reduktion der vertraglichen Arbeitszeit um etwa eine Dreiviertelstunde bis zum Jahr 2019. Drittens: auch bei nicht unmittelbar betroffenen Beschäftigten, die keine Lohnerhöhung erhalten haben, oder bereits zuvor mehr als den gesetzlichen Mindestlohn verdienten, kam es zu Anpassungen der vertraglichen Arbeitszeit in stärker vom Mindestlohn betroffenen Regionen. Dies deutet auf Spill-Over Effekte hin. Beschäftigte, die oberhalb eines zukünftigen Mindestlohns verdienen, erfahren dennoch Anpassungen der vertraglichen Arbeitszeit.

Tab. 7.7: Mindestlohneffekte auf die vertragliche Arbeitszeit nach unmittelbarer Betroffenheit vom Mindestlohn

	1	2
	Unmittelbar betroffen	Nicht unmittelbar betroffen
Konstante	2,79*** (0,14)	3,47*** (0,03)
Kaitz-Index	1,16*** (0,19)	0,29*** (0,04)
Kaitz-Index x Jahr (Referenz: 2013)		
Placebo 2014	-0,13 (0,17)	-0,00 (0,02)
DiD 2015	-0,28* (0,17)	-0,07** (0,03)
DiD 2016	-0,42** (0,18)	-0,05 (0,03)
DiD 2017	-0,46*** (0,17)	-0,07** (0,03)
DiD 2018	-0,53*** (0,17)	-0,09*** (0,03)
DiD 2019	-0,54*** (0,19)	-0,10*** (0,04)
Kontrollvariablen	ja	ja
Pseudo R ²	0,22	0,24
Beobachtungen	7.100	72.001

Quelle: SOEP.v36eu. – Anmerkungen: Regressionsergebnisse für den regionalen DiD-Ansatz entsprechend Beschreibung in Kapitel 2.5 mit Random-Effekten. Die abhängige Variable ist die logarithmierte tatsächliche Wochenarbeitszeit. Alle Koeffizienten sind in Prozent ausgewiesen. Robuste Standardfehler in Klammern, auf Personenebene geclustert mit * p < 0,1, ** p < 0,05, *** p < 0,01. Es werden keine Hochrechnungsfaktoren verwendet. Die verwendeten Kontrollvariablen umfassen soziodemografische Charakteristika und Beschäftigungscharakteristika. Die Referenzgruppe ist männlich, verheiratet, hat keine Kinder unter 16 Jahren im Haushalt, arbeitet unbefristet in Vollzeit in einem technischen oder gleichrangigen nichttechnischen Beruf und in einer mittelgroßen Firma, hat ein mittleres Bildungsniveau und die deutsche Staatsangehörigkeit. Die übrigen Kategorien der Kontrollvariablen sind in Tab. A 2.2 und Tab. A 2.3 ausgewiesen. Basierend auf der Längsschnittstichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3. Definition von Betroffenheit vgl. Text.

Die Heterogenitätsanalysen zeigen, dass der Mindestlohneffekt auf die Arbeitszeit im Mittel für alle Beschäftigten signifikant negativ ist, aber sich auf wenige Gruppen konzentriert. Insbesondere von unmittelbar vom Mindestlohn betroffenen Beschäftigten zeigen sich verhältnismäßig starke Arbeitszeitanpassungen. Dies spiegelt sich auch in den anderen Heterogenitätsanalysen wider. Während bei Vollzeitbeschäftigten kein Effekt zu finden ist, sind starke Effekte bei Teilzeit- und geringfügig Beschäftigten zu erkennen, die eher niedrigere Stundenlöhne erhalten. Bei Minijobbern ist der Effekt auf die Arbeitszeit jedoch eher regional indifferent von der Eingriffsintensität (siehe individueller DiD-Ansatz).

Zusammenfassung

Der regionale Schätzansatz zeigt, dass es in stärker vom Mindestlohn betroffenen Regionen in geringem Umfang zu signifikanten Arbeitszeitanpassungen. Dabei ist der Effekt robust gegenüber einer Schätzung mit fixen Effekten sowie bei Ausschluss von allen umziehenden Personen sowie gegenüber einer direkten Schätzung der absoluten Arbeitszeit.

Tendenziell ging die tatsächliche Arbeitszeit stärker zurück als die vertragliche, was sich aber über den Gesamtzeitraum nicht kausal nachweisen lässt. Der Rückgang der Arbeitszeit konzentriert sich vor allem auf wenige Beschäftigtengruppen: Er ist stärker für geringfügige und Teilzeitbeschäftigungen und zeigt sich sonst auch nur in den unteren 40 Prozent der Verteilung des Monatseinkommens. Insgesamt zeigen sich mittelfristig und durch die Mindestloohnerhöhungen geringfügig stärker rückläufige Arbeitszeiten. Eine geringe Arbeitszeit muss jedoch nicht zwangsläufig negativ sein. So finden Pusch und Rehm (2017a) einen positiven Effekt auf die Arbeitszufriedenheit bei geringerer Arbeitszeit durch den Mindestlohn.

Wird statt des regionalen Schätzansatzes allerdings der individuelle angewendet, so zeigt sich im Mittel kein relevanter Effekt auf die Arbeitszeit der Beschäftigten in Deutschland durch die Einführung oder Erhöhungen des Mindestlohns. Um zu verdeutlichen, wie dies zu den signifikant negativen Ergebnissen des regionalen Ansatzes passt, kann die Erhöhung des Kaitz-Index im Jahr vor der Mindestloohnerhöhung genutzt werden. Der Kaitz-Index erhöhte sich durch den Mindestlohn um jeweils etwa 2 Prozentpunkte. Der mittlere Effekt auf die vertragliche Arbeitszeit beträgt demnach 3,2 min/Woche für alle Beschäftigten in der Stichprobe, unter Verwendung der Ergebnisse des regionalen Ansatzes. Er ist also verschwindend gering und somit vergleichbar mit den nicht signifikant von Null verschiedenen Ergebnissen des individuellen Ansatzes.

7.4 Arbeitsvolumen

In diesem Abschnitt wird abgeschätzt, welche Auswirkung die durch den Mindestlohn hervorgerufene Veränderung der Arbeitszeit auf das Arbeitsvolumen aller Beschäftigten in Deutschland hat. Dies geschieht durch eine Hochrechnung der bisherigen Schätzergebnisse auf die Ebene der Gesamtwirtschaft und soll dazu dienen, die generelle Relevanz der Ergebnisse zu bewerten.³⁶ Die

³⁶ Die Methodik für die Berechnung der Wirkungen auf das Arbeitsvolumen unterscheidet sich vom Vorbericht von Bachmann et al. (2020b). Dort wurde die Differenz des Effekts aus der Einführung des Mindestlohns gegenüber dessen Erhöhung im Jahr 2017 genutzt. In den im nun vorliegenden Bericht durchgeführten Kausalanalysen der Arbeitszeit zeigt sich allerdings, dass der Effekt des Mindestlohns nach der Erhöhung im Jahr 2019 nicht stärker als der Effekt des Mindestlohns nach seiner Einführung war. Mit der in Bachmann et al. (2020b) verwendeten Methode zur Abschätzung der Auswirkungen auf das Arbeitsvolumen wäre daher für das Jahr 2019 kein Effekt messbar. Dies liegt daran, dass die Variation im Kaitz-Index, die von der Mindestlohn-Erhöhung hervorgerufen wird, zu schwach ist, um den Effekt der Erhöhung klar zu identifizieren. Deshalb wird im Folgenden zur Hochrechnung der Auswirkung auf das Arbeitsvolumen anstelle der zeitlichen Variation der Effektgrößen ausschließlich räumliche Variation herangezogen.

im Folgenden dargestellten Ergebnisse sollten also als Beispielrechnung für die durchschnittliche Wirkung des Mindestlohns interpretiert werden, nicht jedoch als kausaler Effekt einer bestimmten Veränderung des Mindestlohns auf das Arbeitsvolumen.

Die in Kapitel 7.3 durchgeführten Schätzungen für die Einführung des Mindestlohns zeigen, dass die vertragliche Arbeitszeit aufgrund der Einführung und der beiden Erhöhungen des Mindestlohns bei einer um einen Prozentpunkt größeren Eingriffstiefe im Mittel um 0,08 Prozent (das entspricht im Mittel 1,7 Minuten der vertraglichen Wochenarbeitszeit) sinkt (Tab. 7.2, Spezifikation 2). Dies bedeutet, dass die Arbeitszeit in jenen Arbeitsmarktregionen stärker gesunken ist, in denen der Kaitz-Index einen hohen Wert aufweist, also in denen die Eingriffstiefe des Mindestlohns stärker ist. Dieser kausale Effekt des Mindestlohns wird nun genutzt, um den Effekt einer marginalen Erhöhung des Mindestlohns über die Zeit abzuschätzen. Dabei wird die Annahme getroffen, dass sich bei einer bestimmten Eingriffstiefe unabhängig von der Region dieselben Wirkungen ergeben.

Eine Erhöhung des Mindestlohns um 4 Prozent, also von 8,84 Euro auf 9,19 Euro im Jahr 2019, würde, ausgehend von einem Medianlohn von 17,32 Euro im Jahr 2018, den Kaitz-Index ex ante³⁷ um 2,02 Prozentpunkte (53,06 % - 51,04 %, s. Tab. 7.8) erhöhen. Tatsächlich erhöhte sich der Kaitz-Index allerdings nur um 0,54 Prozentpunkte auf 51,58 Prozent, da die Medianlöhne im gleichen Zeitraum in einem ähnlichen Umfang stiegen wie der Mindestlohn. So stabilisierten die Mindestlohnerhöhungen eher die Eingriffsintensität, als dass es zu einer tatsächlichen Erhöhung kam.

Tab. 7.8: Entwicklung des Kaitz-Index in Deutschland

	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020
Höhe des Mindestlohns		8,50	8,50	8,84	8,84	9,19	9,35
Medianlohn	15,59	16,17	16,23	17,17	17,32	17,82	
Kaitz mit Mindestlohn im Jahr t+1	54,53%	52,58%	54,47%	51,48%	53,06%	52,48%	
Kaitz mit Mindestlohn im Jahr t		52,58%	52,38%	51,48%	51,04%	51,58%	

Quelle: SOEP.v36eu, eigene Darstellung.

Die ex-post Erhöhung des Kaitz-Index um 0,54 Prozentpunkte führt den Ergebnissen der Kausalanalysen zufolge zu einer mittleren Reduktion der vertraglichen Arbeitszeit um etwa 0,043 Prozent. Anstatt nun die Veränderung der Arbeitszeit in Bezug auf die Veränderung des Kaitz-Index zu bestimmen, kann auch die Elastizität der vertraglichen Arbeitszeit in Bezug auf die Mindestlohnerhöhung selbst angegeben werden, die dann -0,011 (-0,043 Prozent / 4 Prozent) beträgt.

Für 2019 entspräche dies bei 30,6 Millionen Beschäftigten³⁸ mit einer mittleren Arbeitszeit von 33,91 Wochenstunden³⁹ einer Arbeitszeitreduzierung von insgesamt 13.158 Arbeitsplatzäquivalenten im Jahr 2019 bzw. 3.290 Arbeitsplatzäquivalenten je einem Prozent Mindestlohnerhöhung. Hierbei ist zu beachten, dass dieses Ergebnis als Beispielrechnung interpretiert werden sollte, das auf den Werten der durchschnittlichen Wirkungen des Mindestlohns für die Einführung und die zwei Erhöhungen beruht, nicht jedoch als kausaler Effekt einer bestimmten Veränderung des Mindestlohns auf die Arbeitszeit.

³⁷ Also unter der Annahme, dass der Medianlohn sich nicht ändert.

³⁸ Siehe Tab. 2.3.

³⁹ Siehe Mittelwertanalysen in Kapitel 7.2.

Dieses Ergebnis dient zur Einordnung der volkswirtschaftlichen Relevanz und der besseren Verständlichkeit der Größenordnung der Arbeitszeitanpassungen infolge des Mindestlohns. Es bedeutet nicht, dass Arbeitsplätze verloren gehen – schließlich handelt es sich hierbei um eine Reduzierung von Arbeitszeiten (intensiver Rand), nicht um einen tatsächlich realisierten Stellenabbau (extensiver Rand). Zuletzt ist auch zu berücksichtigen, dass sich die hier verwendeten Arbeitszeiteffekte im Mittel auf alle Beschäftigungsverhältnisse beziehen. Die Arbeitszeitanpassungen findet aber vorwiegend bei Teilzeitbeschäftigten und Personen mit Midijobs statt. Der Mindestlohneffekt auf die Arbeitszeit hat sich mittelfristig und durch die Mindestloohnerhöhungen zwar nicht verstärkt, blieb jedoch auf einem konstant niedrigeren Niveau. Dies ist vermutlich darauf zurückzuführen, dass auch die Eingriffsintensität des Mindestlohns durch dessen Erhöhungen im Zeitverlauf kaum weiter gestiegen ist.

7.5 Pausenregelungen

Der gesetzliche Mindestlohn könnte sich auf zwei Arten auf die Arbeitspausen ausgewirkt haben. So könnte es zum einen sein, dass sich Beschäftigte wegen der strikteren Dokumentationspflichten eher der ihnen zustehenden Pausen bewusst sind. Zum anderen könnten Firmen versuchen, die im Zuge der Mindestlohneinführung gestiegenen Lohnkosten zu senken, indem sie die Arbeitspausen verkürzen oder darauf drängen, die formal zustehenden Pausen nicht in Anspruch zu nehmen.

In den Jahren 2015 bis 2018 wurden im SOEP Angaben zu Arbeitspausen erhoben. Hierbei wurde erfragt, ob ein Anspruch auf bezahlte Arbeitspausen besteht und wie hoch sowohl die Dauer der zustehenden als auch der in Anspruch genommenen Arbeitspausen ist. Ob und inwieweit sich die Einführung des Mindestlohns auf die den Beschäftigten zustehenden und von ihnen in Anspruch genommenen Arbeitspausen ausgewirkt hat, kann also zunächst wegen der erstmaligen Abfrage im Jahr 2015 nicht untersucht werden. Allerdings wurde der Fragenkomplex zu den Arbeitspausen im Fragebogen des Jahres 2015 auch mit Bezug auf Oktober 2014 gestellt. Diese retrospektive Einschätzung erlaubt eine Beobachtung ab dem Jahr 2014, allerdings ist eine Interpretation der Ergebnisse nur eingeschränkt möglich.

Der Anteil derjenigen, die angaben, einen Pausenanspruch zu haben, lag bei Beschäftigten mit einem Verdienst unterhalb des Mindestlohns 2014 bei knapp 20 Prozent, fiel dann im Jahr 2015 zunächst ab, erreichte danach das Ausgangsniveau wieder bzw. übertraf es leicht und sank dann 2018 auf 16 Prozent (siehe Tab. 7.9). Ob sich im Zuge der zweiten Mindestloohnerhöhung Änderungen im Anteil der Personen mit Pausenanspruch ergeben haben, kann nicht untersucht werden, da der Pausenanspruch 2019 im SOEP nicht abgefragt wurde. Unter Beschäftigten, die den Mindestlohn oder darüber verdienen, blieb der Anteil derer, die einen Pausenanspruch haben, hingegen zwischen 2014 und 2015 stabil bei 27 Prozent, stieg 2016 leicht an und sank in den folgenden beiden Jahren ab, auf 25 Prozent im Jahr 2018. Somit lassen sich keine Anzeichen finden, dass im Zuge der Mindestlohneinführung oder dessen Erhöhungen Pausenansprüche zurückgegangen sind.

Neben den Angaben dazu, ob ein Pausenanspruch besteht, können auch Informationen zur Dauer der zustehenden Arbeitspausen sowie der tatsächlich in Anspruch genommenen Pausen betrachtet werden. Hierbei ist allerdings zu beachten, dass die Anzahl der Personen, die auf diese Fragen geantwortet haben, deutlich geringer ist als bei der Frage danach, ob ein Pausenanspruch besteht oder nicht. Bei einer solchen Verkleinerung der Stichprobe lohnt sich ein Blick darauf, ob sich deren Komposition verändert. Es zeigt sich, dass Angaben zur Dauer der in Anspruch genom-

menen Arbeitspausen eher von Männern sowie vollzeit- bzw. sozialversicherungspflichtig Beschäftigten gemacht werden und seltener von geringfügig Beschäftigten und Personen ohne deutsche Staatsbürgerschaft. Dies ist bei der Interpretation der folgenden Ergebnisse zu beachten.

Tab. 7.9: Pausenanspruch (Anteile und Minuten) sowie in Anspruch genommene Pausen

		2014	2015	2016	2017	2018
Anspruch auf bezahlte Arbeitspausen (Anteile)	<=ML	0,19 (0,39)	0,17 (0,37)	0,19 (0,40)	0,21 (0,41)	0,16 (0,37)
	>ML	0,27 (0,45)	0,27 (0,44)	0,30 (0,46)	0,28 (0,45)	0,25 (0,43)
Beobachtungen	<=ML	862	1,230	982	1,183	1,035
	>ML	7,766	10,569	9,969	11,223	11,012
Pausenanspruch in Minuten	<=ML	28,81 (11,98)	31,41 (13,74)	31,23 (14,24)	34,81 (15,78)	29,37 (11,83)
	>ML	34,99 (16,39)	35,39 (15,04)	35,38 (15,15)	36,17 (16,42)	35,35 (16,55)
Beobachtungen	<=ML	156	212	155	189	138
	>ML	1,995	2,569	2,617	2,875	2,480
In Anspruch genommene Pause in Minuten	<=ML	27,78 (12,50)	31,24 (14,87)	29,89 (15,84)	32,74 (15,30)	28,37 (12,47)
	>ML	32,52 (16,10)	32,42 (15,09)	31,76 (14,93)	32,99 (15,75)	33,16 (15,89)
Beobachtungen	<=ML	144	196	141	177	127
	>ML	1,804	2,339	2,381	2,654	2,264

Quelle: SOEP.v36eu. – Anmerkungen: Das untere Lohnsegment umfasst Beobachtungen bis zu einem vertraglichen Stundenlohn von 5 Cent oberhalb des jeweils geltenden Mindestlohns (<= / > ML). Für 2014 wird der Mindestlohn von 8,50 Euro angewendet. Gewichtete Ergebnisse. Standardabweichungen in Klammern. Basierend auf der Querschnittsprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3.

Die Dauer der zustehenden Arbeitspausen lag bei Beschäftigten, die unterhalb des Mindestlohns entlohnt wurden, im Jahr 2014, also vor Einführung des Mindestlohns, bei knapp unter 30 Minuten pro Arbeitstag und damit um 6 Minuten niedriger als bei Beschäftigten, deren Stundenlohn an oder oberhalb dieser Schwelle lag. Bis 2017 stiegen die Werte für die erste Gruppe aber stärker, sodass der Abstand im Jahr der ersten Mindestlohnerhöhung keine 2 Minuten mehr betrug. Während die Dauer der zustehenden Arbeitspausen in der Gruppe mit höherem Verdienst im Jahr 2018 nur leicht sank, ging sie in der Gruppe mit einem Verdienst unterhalb des Mindestlohns deutlich auf unter 30 Minuten zurück, sodass der Unterschied zwischen beiden Lohngruppen zum Ende des Beobachtungszeitraums wieder bei knapp 6 Minuten und damit nur ganz leicht unter dem Wert von 2014 lag. Auch was die Dauer der tatsächlich in Anspruch genommenen Pausen betrifft, lag der Wert für Beschäftigte mit einem Stundenlohn unterhalb des Mindestlohns 2014 unter dem Wert für Beschäftigte, die den Mindestlohn oder mehr verdienten. Der Abstand betrug knapp 5 Minuten und verringerte sich bis zum Jahr 2017 auf unter eine Minute.

Wie bei der Dauer der zustehenden Pausen ist auch bei der Dauer der tatsächlich in Anspruch genommenen Pausen im Jahr 2018 ein deutliches Absinken in der Gruppe derjenigen zu beobachten, die unterhalb des Mindestlohns verdienen. Dadurch steigt der Abstand zwischen beiden Lohngruppen wieder auf knapp 5 Minuten. Bei Beschäftigten mit einem Stundenlohn in

Höhe des Mindestlohns oder darüber ist zu beobachten, dass die Dauer der in Anspruch genommenen Pausen im Zeitablauf bis 2016 zunächst sank, dann aber wieder anstieg. Dadurch verringert sich in der höher entlohnten Gruppe ab 2017 auch der Abstand zwischen der Dauer der zustehenden und der Dauer der tatsächlich in Anspruch genommenen Pausen, nachdem er zunächst zwischen 2014 und 2016 zugenommen hatte. In der Gruppe, deren Stundenlohn unterhalb des Mindestlohns liegt, ist der Abstand zwischen der Dauer der zustehenden und der Dauer der in Anspruch genommenen Pausen kleiner, er schwankt im Zeitverlauf und liegt 2018 etwa auf demselben Niveau wie 2014. Personen, deren Stundenlohn in Höhe des Mindestlohns oder darüber liegt, nehmen also einen größeren Teil der ihnen zustehenden Pausen nicht in Anspruch als niedriger entlohnte Personen. Eine Veränderung vom Jahr vor der Mindestlohneinführung zum Jahr 2015 ist wegen der retrospektiven Angaben für 2014 nicht eindeutig zu interpretieren. Für das Jahr der ersten Mindestlohnerhöhung 2017 lassen sich keine besonders großen Bewegungen erkennen. Somit ist kein eindeutiger Zusammenhang zwischen der Einführung bzw. der ersten Erhöhung des Mindestlohns und der Inanspruchnahme von Arbeitspausen erkennbar.

Wie groß der Anteil derjenigen ist, die angeben, einen Anspruch auf bezahlte Arbeitspausen zu haben, unterscheidet sich nicht nur nach der Höhe des Stundenlohns, sondern auch danach, ob die betreffenden Personen eine geringfügige Beschäftigung ausüben, oder ob sie sozialversicherungspflichtig beschäftigt sind (siehe Tab. A 7.5). In der Gruppe der geringfügig Beschäftigten lag dieser Anteil 2014 bei 14 Prozent, sank dann in den Jahren 2015 bis 2017 deutlich auf 6 bis 8 Prozent ab und stieg anschließend 2018 wieder auf 13 Prozent. Unter sozialversicherungspflichtig Beschäftigten sind weitaus geringere Ausschläge und teilweise gegenläufige Entwicklungen zu beobachten. Der Anteil ging von 28 Prozent im Jahr 2014 nur leicht auf 27 Prozent im Jahr 2015 zurück, lag in den folgenden beiden Jahren bei einem Wert um 30 Prozent und sank 2018 auf 25 Prozent. Die Ergebnisse der Kausalanalysen zu Arbeitszeiten in Kapitel 7.3 zeigen, dass insbesondere geringfügig Beschäftigte von den Auswirkungen des Mindestlohns betroffen waren. Auch wenn keine kausale Aussage zum Zusammenhang mit dem Pausenanspruch getroffen werden kann, so ist doch festzuhalten, dass gerade in dieser Gruppe zunächst nach Einführung des Mindestlohns der Anteil der Personen, die angeben Anspruch auf eine Pause zu haben, deutlich gesunken ist.⁴⁰

7.6 Arbeitszeiterfassung

Zur Berechnung des Stundenlohns sind verlässliche Angaben zur Arbeitszeit erforderlich. Aus diesem Grund regelt §17 des Mindestlohngesetzes (MiLoG), dass in bestimmten, in §2a des Schwarzarbeitsbekämpfungsgesetzes genannten Wirtschaftsbereichen sowie für geringfügige Beschäftigungsverhältnisse generell eine Erfassung der Arbeitszeit erfolgen muss. Bei der Analyse der Auswirkungen der Einführung und der Erhöhungen des Mindestlohns ist von besonderem Interesse, wie gut dieser Pflicht nachgekommen wird und ob es Unterschiede in der Erfassungspraxis gibt.

Zur Analyse dieser und weiterer Aspekte können zwei Fragen, die im SOEP im Jahr 2018 gestellt wurden, herangezogen werden. Zunächst wurde von den Befragten erhoben, ob deren Arbeitszeit erfasst wird. Darauf gab es die Antwortmöglichkeiten „ja, das mache ich händisch“, „ja, das geschieht mit einem System (z.B. Stempeluhr, elektronische Zeiterfassung)“ und „nein“. Gab eine befragte Person an, dass ihre Arbeitszeit nicht erfasst wird, wurde sie nach den Gründen dafür gefragt. Als Antwortmöglichkeiten standen ihr „Vertrauensarbeitszeit (d.h. kein Ausgleich von

⁴⁰ Weitergehende Analysen sind wegen der geringen Fallzahlen leider nicht möglich.

Über-/Unterstunden)“ oder „fester Beginn bzw. Ende der Arbeitszeit“ zur Auswahl. Im Folgenden werden diese Fragen ausgewertet. Hierbei ist nur eine Querschnittsbetrachtung möglich, da die Angaben ausschließlich für 2018 zur Verfügung stehen.

Zunächst wird die Erfassungspraxis getrennt für Personen betrachtet, die den Mindestlohn oder weniger verdienen, und denjenigen, die mehr verdienen (Tab. 7.10). Es zeigt sich, dass die Arbeitszeiterfassung in der zweitgenannten Gruppe etwas weiter verbreitet ist als in der erstgenannten. Ein deutlicherer Unterschied ergibt sich bei der Erfassungspraxis. Die Hälfte der Beschäftigten mit einem Verdienst über dem Mindestlohn, die angaben, ihre Arbeitszeit werde erfasst, sagte, dies geschehe mit einem System. Bei den Beschäftigten, die den Mindestlohn oder weniger verdienen, gab dies nur ein Viertel an. Hingegen gaben fast die Hälfte der Personen mit einem Verdienst in Höhe des Mindestlohns oder darunter, deren Arbeitszeit erfasst wurde, an, dies geschehe per Hand. In der Gruppe mit höherem Verdienst waren dies unter 30 Prozent. Unter denjenigen, die den Mindestlohn oder weniger verdienen und angaben, ihre Arbeitszeit werde nicht erfasst, nannten 47 Prozent feste Arbeitszeiten und 37 Prozent Vertrauensarbeitszeit als Grund. Unter denjenigen, die mehr verdienen und angaben, ihre Arbeitszeit werde nicht erfasst, nannte nur ein Drittel feste Arbeitszeiten und die Hälfte Vertrauensarbeitszeit als Grund.

Tab. 7.10: Arbeitszeiterfassung nach Stundenlohn unterhalb/oberhalb des Mindestlohns

	2018	
	<=ML	>ML
Arbeitszeiterfassung		
Anteil AZ-Erfassung insgesamt	0,72 (0,45)	0,77 (0,42)
Anteil AZ-Erfassung mit System	0,26 (0,44)	0,49 (0,50)
Anteil AZ-Erfassung von Hand	0,47 (0,50)	0,28 (0,45)
Beobachtungen AZ-Erfassung	1.036	11.054
Gründe für fehlende Arbeitszeiterfassung		
Anteil keine AZ-Erfassung wg. fester AZ	0,47 (0,50)	0,33 (0,47)
Anteil keine AZ-Erfassung wg. Vertrauens-AZ	0,37 (0,48)	0,51 (0,50)
Anteil keine AZ-Erfassung andere Gründe	0,16 (0,37)	0,16 (0,37)
Beobachtungen Gründe keine AZ-Erfassung	263	2.544

Quelle: SOEP.v36eu. – Anmerkungen: Das untere Lohnsegment umfasst Beobachtungen bis zu einem vertraglichen Stundenlohn 8,89 Euro, d.h. von 5 Cent oberhalb des geltenden Mindestlohns (<=> ML). Gewichtete Ergebnisse. Standardabweichungen in Klammern. Basierend auf der Querschnittsstichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3. AZ – Arbeitszeit.

Somit ergibt sich für Personen, die den Mindestlohn oder weniger verdienen, im Vergleich zu Personen mit höherem Lohn eine etwas geringere Erfassung der Arbeitszeit, eine geringere systematische Erfassung, eine häufigere Erfassung per Hand, und feste Arbeitszeiten als häufigerer Grund für die Nichterfassung der Arbeitszeit. Bei diesen Auswertungen ist allerdings zu beachten, dass die Fallzahl für die Gruppe der Personen, die den Mindestlohn oder weniger verdienen und angaben, ihre Arbeitszeit werde nicht erfasst, mit weniger als 300 Beobachtungen sehr niedrig liegt.

Arbeitszeiterfassung und erfassungspflichtige Beschäftigungsverhältnisse

In einem zweiten Schritt soll die Erfassungspraxis nun getrennt danach betrachtet werden, ob die Befragten der Erfassungspflicht unterliegen oder nicht. Um Befragte zu identifizieren, deren Beschäftigung einer Pflicht zur Erfassung der Arbeitszeit unterliegt, wurde zunächst eine Dummy-Variable erstellt, die den Wert 1 annimmt, wenn die Beschäftigung in einem in §2a des Schwarzarbeitsbekämpfungsgesetzes genannten Wirtschaftsbereich ausgeübt wird. Im SOEP liegt die entsprechende Variable allerdings lediglich auf der Ebene des NACE-Zweistellers vor. Somit können nicht alle in §2a des Schwarzarbeitsbekämpfungsgesetzes genannten Wirtschaftsbereiche eindeutig abgegrenzt werden. Wo eine Verwendung der NACE-Variable einen zu großen Personenkreis eingeschlossen hätte, wurde deshalb auf die KldB 2010 zurückgegriffen, die im SOEP auf der Ebene des Fünfstellers vorliegt. Das Schausteller- sowie das Prostitutionsgewerbe, die beide nach §2a des Schwarzarbeitsbekämpfungsgesetzes der Aufzeichnungspflicht unterliegen, lassen sich weder durch die NACE-Variable noch mithilfe der KldB 2010 identifizieren und können somit bei der nachfolgenden Analyse nicht beachtet werden. Für das Wach- und Sicherheitsgewerbe gilt die Aufzeichnungspflicht erst seit dem Jahr 2019, es bleibt deshalb ebenfalls bei der Analyse außen vor.

Tab. 7.11: Pflicht zur Arbeitszeiterfassung und Erfassungspraxis

	2018
Pflicht zur Arbeitszeiterfassung	0,17
Davon	
Minijobs	0,46
§2a-Branchen	0,54
Baugewerbe	0,15
Gaststätten- und Beherbergungsgewerbe	0,13
Personenbeförderungs-, Speditions- Transport- und damit verbundenes Logistikgewerbe	0,22
Fleischwirtschaft	0,03
Forstwirtschaft	0,00
Gebäudereinigungsgewerbe	0,02
Beobachtungen	2.047
Arbeitszeit wird erfasst	0,73
von Hand	0,38
mit einem System	0,62
Beobachtungen	8.804
Arbeitszeit wird erfasst	0,77
mit Erfassungspflicht	0,78
ohne Erfassungspflicht	0,77
Beobachtungen	9.263
Beobachtungen insgesamt	12.003

Quelle: SOEP.v36eu. – Anmerkungen: Gewichtete Ergebnisse. Basierend auf der Querschnittsstichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3.

Geringfügige Beschäftigungsverhältnisse unterliegen grundsätzlich der Aufzeichnungspflicht. Davon ausgenommen sind in Privathaushalten geringfügig Beschäftigte sowie mithelfende Familienangehörige. Darüber hinaus gilt die Aufzeichnungspflicht nur für Personen, deren monatliches Bruttoarbeitsentgelt niedriger als 2.958 Euro ist. Diese Ausnahmen wurden in der folgenden Analyse ebenfalls beachtet.

Ausgehend von der bereits in Kapitel 3 und 7.2 verwendeten Querschnittsstichprobe kann für das Jahr 2018 für 12.003 Personen (und damit 95 Prozent der Querschnittsstichprobe) identifiziert werden, ob ihre Beschäftigung der Pflicht zur Arbeitszeiterfassung unterlag oder nicht. Auf 17 Prozent der Personen traf dies zu (siehe Tab. 7.11). Davon wiederum unterlag fast die Hälfte der Personen der Erfassungspflicht, weil sie eine geringfügige Beschäftigung ausübten. Unter den Branchen, in denen nach §2a Schwarzarbeitsbekämpfungsgesetz die Erfassungspflicht gilt, war das Personenbeförderungs-, Speditions-, Transport- und damit verbundene Logistikgewerbe am stärksten vertreten, gefolgt vom Bau- sowie vom Gaststätten- und Beherbergungsgewerbe. Beschäftigte in der Fleischwirtschaft, der Forstwirtschaft und im Gebäudereinigungsgewerbe kamen in der Querschnittsstichprobe hingegen nur vereinzelt vor.

77 Prozent der Personen, für die ermittelt werden konnte, ob ihre Tätigkeit der Erfassungspflicht unterlag, gaben an, dass ihre Arbeitszeit tatsächlich erfasst wurde. Dabei war die Verbreitung einer händischen Erfassung hoch: fast 40 Prozent der Personen, bei denen die Arbeitszeit erfasst wurde, gaben an, dass diese Erfassung per Hand geschehen sei. Eine Differenzierung danach, ob eine Pflicht zur Erfassung der Arbeitszeit vorlag, zeigt, dass der Anteil an Tätigkeiten, für die die Arbeitszeit erfasst wurde, obwohl keine Verpflichtung bestand, nur minimal niedriger war als der Anteil an Tätigkeiten, die unter die Erfassungspflicht fielen.

Arbeitszeiterfassung nach Betriebsgröße

Boockmann et al. (2020) zeigen, dass es bei der Einhaltung der Pflichten nach dem Mindestlohngesetz und beim dadurch für die Arbeitgeber entstehenden Aufwand erhebliche Unterschiede hinsichtlich der Betriebsgröße gibt. Deshalb werden die im vorherigen Kapitel dargestellten Informationen nun getrennt nach der Betriebsgröße betrachtet.

Tab. 7.12: Arbeitszeiterfassung nach Betriebsgröße

	Unter 5	5 bis 10	11 bis 19	20 bis 99	100 bis 199	200 bis 1.999	2.000 und mehr
Pflicht zur Arbeitszeiterfassung	0,37	0,28	0,28	0,18	0,13	0,10	0,10
davon							
Minijobs	0,68	0,54	0,46	0,35	0,43	0,41	0,41
§2a-Branchen	0,32	0,46	0,54	0,65	0,57	0,59	0,59
Arbeitszeit wird erfasst	0,51	0,65	0,69	0,76	0,80	0,83	0,80
von Hand	0,86	0,75	0,64	0,46	0,30	0,27	0,28
mit einem System	0,14	0,25	0,36	0,54	0,70	0,73	0,71
Arbeitszeit wird erfasst							
mit Erfassungspflicht	0,63	0,65	0,68	0,86	0,83	0,86	0,86
ohne Erfassungspflicht	0,45	0,66	0,69	0,74	0,79	0,83	0,79
Beobachtungen	606	996	947	2.163	1.102	2.775	3.887

Quelle: SOEP.v36eu. – Anmerkungen: Gewichtete Ergebnisse. Basierend auf der Querschnittsstichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3.

Aus Tab. 7.12 wird deutlich, dass im Jahr 2018 der Anteil der Beschäftigungsverhältnisse mit Aufzeichnungspflicht in Kleinstbetrieben mit weniger als 5 Beschäftigten am höchsten war und mit steigender Betriebsgröße kontinuierlich abnimmt. In Kleinstbetrieben machten geringfügige Beschäftigungsverhältnisse etwa zwei Drittel aller aufzeichnungspflichtigen Beschäftigungsverhält-

nisse aus. Dies deckt sich mit dem Befund von Fischer et al. (2015), dass geringfügige Beschäftigung eher in kleineren Betrieben vorkommt als in größeren. In mittleren und großen Betrieben war das Verhältnis hingegen umgekehrt: Nur etwa 40 Prozent der aufzeichnungspflichtigen Beschäftigungsverhältnisse entfielen auf geringfügige Beschäftigungen.

Während für die Hälfte aller Beschäftigungsverhältnisse in Kleinstbetrieben die Arbeitszeit erfasst wurde, waren es bei Beschäftigungsverhältnissen in Betrieben mit 200 bis 1.999 Beschäftigten 83 Prozent. Unter Beschäftigungsverhältnissen in Kleinstbetrieben herrschte dabei die händische Arbeitszeiterfassung vor, lediglich bei 14 Prozent der Beschäftigungsverhältnisse, für die die Arbeitszeit erfasst wurde, wurde ein Zeiterfassungssystem eingesetzt. Mit zunehmender Betriebsgröße sank die Bedeutung der händischen Erfassung, bei weniger als einem Drittel der Beschäftigungsverhältnisse in Betrieben mit 200 Beschäftigten und mehr wurde diese Möglichkeit genutzt. Unabhängig von der Betriebsgröße wurde die Arbeitszeit häufiger in solchen Beschäftigungsverhältnissen erfasst, bei denen die Erfassung verpflichtend war. Die größte Diskrepanz zeigt sich allerdings für Beschäftigungsverhältnisse in Betrieben mit weniger als 5 Beschäftigten. Unterlagen diese Beschäftigungsverhältnisse nicht der Erfassungspflicht, wurde für weniger als die Hälfte von ihnen die Arbeitszeit tatsächlich erfasst. Unterlagen sie dagegen der Erfassungspflicht, lag der Anteil der Arbeitszeiterfassung knapp über 60 Prozent.

Arbeitszeiterfassung und vereinbarter Stundenlohn

Im SOEP-Fragebogen für das Jahr 2018 schließt sich an die Fragen zur Arbeitszeiterfassung eine Frage danach an, ob im Arbeitsvertrag ein Stundenlohn vereinbart ist. Diese Frage kann mit ja oder nein beantwortet werden. Es kann vermutet werden, dass bei Beschäftigungsverhältnissen, für die ein Stundenlohn vereinbart wurde, ein größeres Bewusstsein hinsichtlich der geleisteten Arbeitszeit vorliegt. Deshalb sollen im Folgenden die Pflicht zur Arbeitszeiterfassung und die Erfassungspraxis getrennt danach betrachtet werden, ob für das betreffende Beschäftigungsverhältnis ein Stundenlohn vereinbart wurde oder nicht.

Tab. 7.13: Arbeitszeiterfassung nach Art der Lohnvereinbarung

Stundenlohn vereinbart	Ja	Nein
Arbeitszeit wird erfasst	0,85	0,72
Beobachtungen	4.302	7.724
Arbeitszeit wird erfasst		
mit Erfassungspflicht	0,81	0,72
ohne Erfassungspflicht	0,87	0,72
Beobachtungen	4.302	7.724
Nur Minijobs		
Arbeitszeit wird erfasst	0,75	0,57
Beobachtungen	639	255

Quelle: SOEP.v36eu. – Anmerkungen: Gewichtete Ergebnisse. Basierend auf der Querschnittsstichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3.

War für ein Beschäftigungsverhältnis ein Stundenlohn vereinbart, wurde die Arbeitszeit häufiger tatsächlich erfasst als bei Beschäftigungsverhältnissen ohne vereinbarten Stundenlohn (siehe Tab. 7.13: 85 Prozent vs. 72 Prozent der Fälle). Bei Beschäftigungsverhältnissen, für die ein Stundenlohn vereinbart wurde und die der Erfassungspflicht unterlagen, schien die Erfassung allerdings weit weniger verbreitet als bei Beschäftigungsverhältnissen, für die ein Stundenlohn vereinbart wurde und die nicht der Erfassungspflicht unterlagen. Wodurch dies erklärt werden kann,

bedarf weiterer Analysen. Bei Beschäftigungsverhältnissen ohne vereinbarten Stundenlohn besteht kein Zusammenhang zwischen der Erfassungspflicht und der tatsächlichen Arbeitszeiterfassung. Werden ausschließlich geringfügige Beschäftigungsverhältnisse betrachtet (siehe Tab. 7.13, unterer Teil), so zeigt sich auch in diesen Fällen, dass die tatsächliche Arbeitszeiterfassung weiter verbreitet war, wenn ein Stundenlohn vereinbart worden war.

8 Bezahlte und unbezahlte Mehrarbeit

Im Themenbereich der bezahlten und unbezahlten Mehrarbeit werden im SOEP regelmäßig verschiedene Fragen gestellt. So wurde im betrachteten Zeitraum jährlich und in der Frageformulierung unverändert die Anzahl der im vergangenen Monat geleisteten Überstunden erhoben. Eine Reihe weiterer Fragen zu Überstunden wurden hingegen im Zeitverlauf geändert, etwa zu bezahlten oder unbezahlten Überstunden, wodurch sie über die Zeit nicht auswertbar sind und daher im Folgenden nicht in die Analysen eingehen. Als zusätzliches Maß für Mehrarbeit kann die Differenz zwischen vertraglich vereinbarten und tatsächlich geleisteten Arbeitsstunden betrachtet werden.

Von vorneherein ist der Einfluss der Mindestlohneinführung bzw. -erhöhungen auf die Überstunden nicht eindeutig, vielmehr sind verschiedene Effekte denkbar: Ein starker Anstieg der Überstunden kann ein Hinweis darauf sein, dass auf diese Weise versucht worden ist, den Mindestlohn zumindest teilweise zu umgehen. Mit der Mindestlohneinführung sind allerdings auch die Anforderungen an die Dokumentation der Arbeitszeit gestiegen. Dadurch könnte den Befragten eher bewusst geworden sein, wie hoch die von ihnen geleisteten Überstunden sind. Da aber Überstunden mindestlohnrelevant sind und einen Kostenfaktor für Firmen darstellen, könnten sie im betrachteten Zeitraum auch deutlich zurückgegangen sein.

Die Differenz zwischen vertraglich vereinbarter und tatsächlich angegebener wöchentlicher Arbeitszeit lag für Beschäftigte mit einem Stundenlohn unterhalb oder in Höhe des Mindestlohns bei etwa 1,3 Stunden im Jahr 2014 und hat sich bis zum Jahr 2016 kaum verändert (siehe Tab. 8.1). Mit der Erhöhung des Mindestlohns im Jahr 2017 auf 8,84 Euro ist sie auf 1,6 Stunden gestiegen, bevor sie 2018 auf 1,3 Stunden gefallen ist. 2019, im Jahr der zweiten Mindestlohnerhöhung, lässt sich dann hingegen ein deutlicher Anstieg auf 2 Stunden verzeichnen. Für Beschäftigte mit einem Stundenlohn oberhalb des Mindestlohns lag die Differenz anfangs bei fast 3,5 Stunden und ist im Zeitablauf bis 2018 leicht zurückgegangen. 2019, im Jahr der zweiten Mindestlohnerhöhung, lag der Wert dann allerdings wieder knapp über dem Niveau von 2014. Damit ist die Differenz für Beschäftigte mit höherem Stundenlohn über die Zeit deutlich größer geworden als für Beschäftigte mit niedrigerem Stundenlohn.

Tab. 8.1: Mehrarbeit nach Stundenlohn unterhalb/oberhalb des Mindestlohns

		2014	2015	2016	2017	2018	2019
Differenz tatsächliche – vertragliche Arbeitszeit	<=ML	1,34 (3,87)	1,27 (3,77)	1,32 (3,53)	1,64 (4,79)	1,13 (3,35)	2,01 (5,29)
	>ML	3,47 (5,02)	3,35 (4,91)	3,24 (4,63)	3,16 (4,96)	3,14 (4,77)	3,48 (4,90)
Beobachtungen	<=ML	1.604	1.246	1.005	1.298	1.209	1.185
	>ML	10.711	10.673	10.088	11.503	11.442	10.871
Überstunden angegeben	<=ML	3,35 (3,47)	3,46 (3,08)	3,10 (2,26)	3,53 (3,58)	3,35 (3,91)	3,00 (2,85)
	>ML	3,73 (3,41)	3,80 (3,33)	3,60 (3,26)	3,70 (3,41)	3,69 (3,27)	3,58 (3,37)
Beobachtungen	<=ML	416	298	252	275	271	239
	>ML	5.920	5.919	5.681	6.154	6.225	5.784

Quelle: SOEP.v36eu. – Anmerkungen: Das untere Lohnsegment umfasst Beobachtungen bis zu einem vertraglichen Stundenlohn von 5 Cent oberhalb des jeweils geltenden Mindestlohns (<=> ML). Für 2014 wird der Mindestlohn von 8,50 Euro angewendet. Gewichtete Ergebnisse. Standardabweichungen in Klammern. Basierend auf der Querschnittsstichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3.

Dieser Befund ändert sich, wenn die explizit angegebenen Überstunden betrachtet werden.⁴¹ Für Beschäftigte mit einem Stundenlohn unterhalb oder in Höhe des Mindestlohns lag die Anzahl der wöchentlichen Überstunden im Jahr 2014, also vor Einführung des Mindestlohns, bei etwa 3,4. Bis 2018 schwankte der Wert zwischen 3 und 3,5 Stunden und ging 2019, dem Jahr der zweiten Mindestlohnerhöhung, auf 3 Stunden zurück. Für Beschäftigte mit einem Stundenlohn oberhalb des Mindestlohns lagen die wöchentlichen Überstunden im Jahr 2014 bei etwa 3,7 Stunden und sind damit deutlich näher an der Differenz zwischen der vertraglich vereinbarten und der tatsächlich angegebenen wöchentlichen Arbeitszeit, als dies bei der unteren Lohngruppe der Fall ist. Im betrachteten Zeitverlauf schwanken die angegebenen Überstunden in der oberen Lohngruppe nur leicht zwischen 3,6 und 3,8 Stunden. Für beide Beschäftigtengruppen sank im Jahr der Mindestlohneinführung die Differenz zwischen vertraglich vereinbarter und tatsächlich angegebener Arbeitszeit leicht, während die Anzahl der Überstunden leicht stieg. Ob die Veränderung der Anzahl der Überstunden kausal mit der Einführung bzw. Erhöhung des Mindestlohns in Zusammenhang gebracht werden kann, wird am Ende des Kapitels näher untersucht.

Eine Analyse der Mehrarbeit differenziert nach den verschiedenen Bereichen der unteren 40 Prozent der Stundenlohnverteilung zeigt (siehe Abb. A 8.1), dass die Differenz zwischen tatsächlicher und vertraglich vereinbarter Arbeitszeit über die Stundenlohnperzentile hinweg zunimmt. Eine solche Zunahme ist hingegen bei den angegebenen Überstunden nicht zu beobachten.

Eine wie in den anderen deskriptiven Analysen dieses Berichts nach Subgruppen differenzierende Betrachtung kann für die Differenz zwischen tatsächlicher und vertraglich vereinbarter Arbeitszeit wegen geringer Fallzahlen nicht getrennt danach durchgeführt werden, ob eine Entlohnung unterhalb oder in Höhe des Mindestlohns bzw. oberhalb des Mindestlohns stattfindet. Dennoch zeigen sich zwischen den verschiedenen Untergruppen interessante Unterschiede, wie Tab. 8.2 zu entnehmen ist.

Für geringfügig Beschäftigte betrug die Differenz zwischen tatsächlicher und vertraglich vereinbarter Arbeitszeit im Jahr 2014 durchschnittlich 0,6 Stunden pro Woche und sank bis 2017 ab, 2018 stieg sie leicht an, 2019 dann stärker auf fast 0,8 Stunden. Direkt nach der Anzahl der Überstunden gefragt, gaben geringfügig Beschäftigte 2014 knapp über 2 Stunden an, in den beiden Folgejahren stieg der Wert auf fast 3 Stunden, schwankte dann und betrug im Jahr 2019 schließlich knapp 2,4 Stunden. Damit ist bei geringfügig Beschäftigten unter allen hier betrachteten Subgruppen das geringste Ausmaß an Mehrarbeit zu beobachten.

Für Vollzeitbeschäftigte ergeben sich hingegen in beiden Messvarianten höhere und über die Zeit stabilere Werte. Die Differenz zwischen tatsächlicher und vertraglich vereinbarter Arbeitszeit sank ausgehend von 3,6 Stunden pro Woche im Jahr 2014 bis 2018 leicht auf 3,3 Stunden ab, hatte 2019 aber nach einem Anstieg fast wieder den Ausgangswert erreicht. Die angegebenen Überstunden schwankten zwischen 3,6 und 3,9 Stunden und lagen damit nur leicht über der Differenz zwischen tatsächlicher und vertraglich vereinbarter Arbeitszeit. Unter Teilzeitbeschäftigten schwankte diese Differenz bis 2018 zwischen 2,6 und 2,8 Stunden, stieg 2019 dann allerdings auf 3,2 Stunden an. Die angegebenen Überstunden lagen etwas höher, zwischen 3,1 und 3,4 Stunden.

⁴¹ Im SOEP werden Überstunden auf Monatsbasis abgefragt. Um diese Angabe mit der Differenz zwischen vertraglich vereinbarter und tatsächlich angegebener wöchentlicher Arbeitszeit zu vergleichen, wurden die angegebenen Überstunden durch 4,33 geteilt.

Tab. 8.2: Mehrarbeit für verschiedene Subgruppen

	2014	2015	2016	2017	2018	2019
Minijob						
Differenz	0,57 (2,06)	0,42 (1,76)	0,39 (1,54)	0,31 (1,97)	0,37 (1,64)	0,77 (2,37)
Beobachtungen	1.104	969	900	943	978	807
Überst. angeg.	2,14 (1,98)	2,73 (3,25)	2,89 (2,89)	1,93 (1,93)	2,69 (3,37)	2,39 (2,31)
Beobachtungen	152	134	142	117	159	108
Vollzeit						
Differenz	3,60 (5,00)	3,48 (4,83)	3,43 (4,67)	3,33 (5,04)	3,31 (4,69)	3,58 (4,87)
Beobachtungen	8.958	8.773	8.127	9.405	9.245	8.892
Überst. angeg.	3,83 (3,47)	3,89 (3,35)	3,70 (3,24)	3,79 (3,45)	3,75 (3,28)	3,64 (3,41)
Beobachtungen	5.184	5.073	4.790	5.191	5.217	4.858
Teilzeit						
Differenz	2,75 (5,25)	2,77 (5,42)	2,60 (4,66)	2,69 (5,13)	2,58 (5,23)	3,20 (5,63)
Beobachtungen	2.253	2.177	2.066	2.453	2.428	2.357
Überst. angeg.	3,12 (3,16)	3,14 (3,16)	3,05 (3,16)	3,30 (3,22)	3,37 (3,39)	3,23 (3,06)
Beobachtungen	1.000	1.010	1.001	1.121	1.120	1.057
Ost						
Differenz	3,46 (5,20)	3,14 (4,81)	3,14 (4,41)	3,14 (4,83)	2,95 (4,75)	3,47 (5,28)
Beobachtungen	2.388	2.248	2.180	2.549	2.553	2.417
Überst. angeg.	3,62 (3,33)	3,51 (3,16)	3,16 (2,74)	3,58 (3,52)	3,33 (3,03)	3,22 (3,12)
Beobachtungen	1.282	1.217	1.196	1.284	1.278	1.252
West						
Differenz	3,16 (4,88)	3,16 (4,86)	3,07 (4,62)	3,00 (5,00)	3,00 (4,70)	3,33 (4,87)
Beobachtungen	9.927	9.671	8.913	10.252	10.098	9.639
Überst. angeg.	3,72 (3,43)	3,83 (3,37)	3,69 (3,32)	3,72 (3,39)	3,74 (3,35)	3,62 (3,39)
Beobachtungen	5.054	5.000	4.737	5.145	5.218	4.771
Frauen						
Differenz	2,58 (4,32)	2,58 (4,31)	2,54 (4,04)	2,41 (4,25)	2,47 (4,23)	2,89 (4,41)
Beobachtungen	6.411	6.170	5.862	6.638	6.497	6.125
Überst. angeg.	3,08 (2,83)	3,10 (2,73)	3,12 (2,79)	3,08 (2,85)	3,04 (2,74)	3,14 (2,98)
Beobachtungen	2.985	3.006	2.935	3.140	3.176	2.976
Männer						
Differenz	3,81 (5,38)	3,69 (5,24)	3,60 (4,99)	3,58 (5,49)	3,47 (5,07)	3,79 (5,35)
Beobachtungen	5.904	5.749	5.231	6.163	6.154	5.928
Überst. angeg.	4,20 (3,77)	4,35 (3,67)	3,99 (3,51)	4,19 (3,75)	4,19 (3,60)	3,92 (3,60)
Beobachtungen	3.351	3.211	2.998	3.289	3.320	3.047

Quelle: SOEP.v36eu. – Anmerkungen: Gewichtete Ergebnisse. Differenz zwischen tatsächlicher und vertraglicher Arbeitszeit. Standardabweichungen in Klammern. Basierend auf der Querschnittsstichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3.

In den ostdeutschen Bundesländern betrug die Differenz zwischen tatsächlicher und vertraglich vereinbarter Arbeitszeit im Jahr 2014 knapp 3,5 Stunden, sie sank bis 2018 auf knapp 3 Stunden ab, stieg aber 2019 an und übertraf das Ausgangsniveau dann leicht. Davon unterscheiden sich die angegebenen Überstunden kaum, sie schwankten im Beobachtungszeitraum zwischen 3,2 und 3,6 Stunden. In den westdeutschen Bundesländern lag die Differenz zwischen tatsächlicher und vertraglich vereinbarter Arbeitszeit im Beobachtungszeitraum meist leicht unter den Angaben in den ostdeutschen Bundesländern, sie sank von 3,2 Stunden im Jahr 2014 auf 3 Stunden im Jahr 2018 ab und stieg 2019 dann auf 3,3 Stunden. Die angegebenen Überstunden lagen dagegen in den westdeutschen Bundesländern durchgängig über denen in den ostdeutschen Bundesländern, sie schwankten zwischen 3,6 und 3,8 Stunden.

Auch zwischen Männern und Frauen lassen sich Unterschiede beobachten. Für Frauen lag die Differenz zwischen tatsächlicher und vertraglich vereinbarter Arbeitszeit in den Jahren von 2014 bis 2018 zwischen 2,4 und 2,6 Stunden, 2019 stieg sie auf 2,9 Stunden. Bei Männern hingegen betrug die Differenz zwischen 3,5 und 3,8 Stunden. Nach einem Rückgang zwischen 2014 und 2018 kam es 2019 ebenfalls zu einem Anstieg, durch den das Ausgangsniveau aber nicht ganz erreicht wurde. Unter Frauen schwankte die Anzahl der angegebenen Überstunden im Beobachtungszeitraum kaum zwischen 3 und 3,1 Stunden, Männer gaben durchschnittlich zwischen 3,9 und 4,4 Überstunden an. Dass sowohl die Differenz zwischen tatsächlicher und vertraglich vereinbarter Arbeitszeit als auch die Anzahl der Überstunden für Frauen geringer ausfallen als für Männer, mag an der höheren Teilzeitquote in der ersten Gruppe im Vergleich zur zweiten liegen. Die differenzierte Betrachtung nach Subgruppen deutet nicht darauf hin, dass die Einführung oder die Erhöhungen des Mindestlohns eindeutige Effekte auf die Mehrarbeit hatten.

Eine Betrachtung der angegebenen Überstunden ergibt nicht unbedingt dasselbe Bild wie eine Betrachtung der Differenz zwischen tatsächlicher und vertraglich vereinbarter Arbeitszeit. So liegen die angegebenen Überstunden deutlich über der Differenz zwischen tatsächlicher und vertraglich vereinbarter Arbeitszeit, insbesondere bei Beschäftigten mit einer Entlohnung bis zur Höhe des Mindestlohns. Dieser Unterschied in den beiden Angaben zur Mehrarbeit kann verschiedene Ursachen haben: Erstens bezieht sich die Frage nach den Überstunden explizit auf den letzten Monat, während bei den tatsächlichen und vertraglichen Arbeitszeiten die durchschnittliche Wochenarbeitszeit abgefragt wird. Dies kann zu unterschiedlichen Angaben führen, da Überstunden im Jahresverlauf meist sehr hohen Schwankungen unterliegen. Beispielsweise ist nicht ausgeschlossen, dass am Anfang des Jahres, also zum Zeitpunkt der Befragungen, mehr Überstunden gemacht werden als im Jahresmittel. Da dies insbesondere auf Beschäftigte mit einer niedrigen Entlohnung zutreffen kann, könnte dies eine Erklärung dafür sein, dass die Differenz zwischen den beiden Angaben zur Mehrarbeit für Beschäftigte mit geringer Entlohnung deutlich größer ist als für Beschäftigte mit höherer Entlohnung. Zweitens werden Angaben, die auf einen Monat bezogen werden, von den Befragten anders wahrgenommen als Angaben für eine Woche, was zu divergierenden Antworten und damit auch Ergebnissen führen kann. Drittens werden die Fragen zu Überstunden und regelmäßigen Wochenarbeitszeiten nicht direkt nacheinander gestellt und folgen somit jeweils auf andere Fragen. Da der genaue Wortlaut und der Kontext der Fragestellung Einfluss auf das Antwortverhalten haben, kann dies zu einer Verzerrung der Angaben führen. Weil diese unterschiedlichen Faktoren nicht getrennt voneinander untersucht werden können, ist eine Interpretation der Divergenz der Überstundenangaben nicht möglich.

Wenngleich durch die Änderung der betreffenden Fragen im Beobachtungszeitraum ein detaillierter Vergleich der Entwicklung von bezahlten und unbezahlten Überstunden nicht möglich ist,

so lassen sich doch neben der Anzahl der Überstunden weitere Aspekte der Mehrarbeit analysieren. Dazu gehört beispielsweise die Art des Umgangs mit Überstunden. So wurde im SOEP im Beobachtungszeitraum jährlich erhoben, ob Überstunden in einem Arbeitszeitkonto erfasst werden können. Aus Tab. 8.3 ist ersichtlich, dass der Anteil der Personen, deren Stundenlohn unterhalb oder in Höhe des Mindestlohns liegt, und die angeben, Überstunden in einem Arbeitszeitkonto erfassen zu können, zwischen 2014 und 2019 recht stabil bei knapp über 60 Prozent liegt. Von 2014 auf 2015 stieg der Anteil leicht um 2 Prozentpunkte, fiel aber im Folgejahr wieder ab und stieg dann erst wieder in den Jahren 2018 und 2019 auf zuletzt 64 Prozent. Unter Personen, deren Stundenlohn höher war als der Mindestlohn, und deren Überstunden in einem Arbeitszeitkonto erfasst werden können, lag der Anteil 2014 bei 71 Prozent und damit knapp 10 Prozentpunkte über dem Wert der unteren Lohngruppe. In der oberen Lohngruppe ist zwischen 2014 und 2016 ein Anstieg dieses Anteils zu beobachten, gefolgt von einem leichten Rückgang im Jahr 2017, einem erneuten Anstieg 2018 und wiederum einem Rückgang 2019 auf 74 Prozent. Über den Beobachtungszeitraum hinweg hat also ein größerer Anteil der Personen in der oberen Lohngruppe die Möglichkeit, Mehrarbeit in einem Arbeitszeitkonto zu erfassen als in der unteren Lohngruppe.

Tab. 8.3: Nutzung eines Arbeitszeitkontos nach Stundenlohn unterhalb/oberhalb des Mindestlohns

		2014	2015	2016	2017	2018	2019
AZ-Konto	<=ML	0,62 (0,49)	0,64 (0,48)	0,62 (0,49)	0,62 (0,49)	0,63 (0,48)	0,64 (0,48)
	>ML	0,71 (0,45)	0,72 (0,45)	0,74 (0,44)	0,73 (0,44)	0,76 (0,43)	0,74 (0,44)
Beobachtungen	<=ML	711	466	391	425	424	344
	>ML	7.982	7.609	7.344	7.872	8.185	7.351

Quelle: SOEP.v36eu. – Anmerkungen: Das untere Lohnsegment umfasst Beobachtungen bis zu einem vertraglichen Stundenlohn von 5 Cent oberhalb des jeweils geltenden Mindestlohns (<=> ML). Für 2014 wird der Mindestlohn von 8,50 Euro angewendet. Gewichtete Ergebnisse. Standardabweichungen in Klammern. Basierend auf der Querschnittsstichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3.

Zumindest für die Jahre 2014 und 2018 lassen sich darüber hinaus Aussagen dazu treffen, ob die Überstunden der Befragten in der Regel abgefeiert, teilweise abgegolten, bezahlt oder nicht bezahlt werden. Sowohl unter denjenigen, deren Stundenlohn maximal auf Höhe des Mindestlohns liegt, als auch unter denjenigen mit einem höheren Verdienst gaben etwa 50 Prozent an, Überstunden in der Regel abfeiern zu können (siehe Tab. 8.4). Während der Anteil zwischen 2014 und 2018 in der unteren Lohngruppe leicht sank, stieg er in der oberen an. Dass Überstunden teilweise abgegolten werden können, berichteten 2014 nur 14 Prozent der Personen in der unteren Lohngruppe, aber 23 Prozent der Personen in der oberen. In der oberen Lohngruppe blieb der Wert im Beobachtungszeitraum stabil, in der unteren stieg er auf 18 Prozent im Jahr 2018. Ein noch deutlicherer Unterschied in den Anteilen zeigt sich bei bezahlten Überstunden: Unter Personen, deren Stundenlohn maximal dem Mindestlohn entspricht, gaben 2014 21 Prozent an, Überstunden bezahlt zu bekommen, 2018 sagte dies sogar ein Viertel. Unter Personen mit einem höheren Stundenlohn sagten dies im Beobachtungszeitraum unverändert lediglich 10 Prozent. Dass Überstunden in der Regel nicht bezahlt werden, gaben hingegen in beiden Lohngruppen im Jahr 2014 etwa 15 Prozent der Befragten an. In der unteren Lohngruppe sank der Wert auf 8 Prozent im Jahr 2018, in der oberen auf 12 Prozent. Auf den ersten Blick scheint also bei Personen, die höchstens den Mindestlohn verdienen, anders mit Mehrarbeit umgegangen zu werden, als bei Personen mit einem höheren Stundenlohn. Ob dies allerdings kausal mit dem Mindestlohn zusammenhängt, kann aufgrund der geringen Fallzahlen nicht näher untersucht werden.

Tab. 8.4: Abgeltung der Überstunden nach Stundenlohn unterhalb/oberhalb des Mindestlohns

		2014	2018
Überstunden abgefeiert	<=ML	0,51 (0,50)	0,49 (0,50)
	>ML	0,52 (0,50)	0,55 (0,50)
Überstunden teilweise abgegolten	<=ML	0,14 (0,35)	0,18 (0,39)
	>ML	0,23 (0,42)	0,23 (0,42)
Überstunden bezahlt	<=ML	0,21 (0,41)	0,25 (0,43)
	>ML	0,10 (0,30)	0,10 (0,30)
Überstunden nicht bezahlt	<=ML	0,14 (0,34)	0,08 (0,26)
	>ML	0,15 (0,36)	0,12 (0,33)
Beobachtungen	<=ML	711	423
	>ML	7.967	8.158

Quelle: SOEP.v36eu. – Anmerkungen: Das untere Lohnsegment umfasst Beobachtungen bis zu einem vertraglichen Stundenlohn von 5 Cent oberhalb des jeweils geltenden Mindestlohns (<=> ML). Für 2014 wird der Mindestlohn von 8,50 Euro angewendet. Gewichtete Ergebnisse. Standardabweichungen in Klammern. Basierend auf der Querschnittsstichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3.

Schließlich lässt sich für das Jahr 2018 untersuchen, ob Mehrarbeit eher dann geleistet wird, wenn die Arbeitszeit nicht erfasst wird (siehe Tab. A 8.1 im Anhang). Dies ist bei beiden Messkonzepten für Mehrarbeit zufolge der Fall: Sowohl in der Differenz zwischen tatsächlicher und vertraglich vereinbarter Arbeitszeit als auch bei den angegebenen Überstunden zeigen sich für Personen höhere Werte, die angeben, ihre Arbeitszeit werde nicht erfasst. Der Unterschied zu Personen, deren Arbeitszeit erfasst wird, ist jedoch bei der Differenz zwischen tatsächlicher und vertraglich vereinbarter Arbeitszeit geringer als bei den angegebenen Überstunden. Personen, deren Arbeitszeit erfasst wird, geben durchschnittlich an, eine halbe Stunde mehr Überstunden zu machen als Personen, deren Arbeitszeit nicht erfasst wird.

Inwiefern die Einführung des Mindestlohns bzw. dessen Erhöhungen kausale Auswirkungen auf die Mehrarbeit hatten, lässt sich untersuchen, indem derselbe Analyserahmen angewendet wird wie in Kapitel 7.3. Die RE-Regressionen in Tab. 8.5 zeigen sowohl Ergebnisse für die Differenz zwischen tatsächlicher und vertraglich vereinbarter Arbeitszeit als auch für angegebene Überstunden. In der Differenz zwischen tatsächlicher und vertraglich vereinbarter Arbeitszeit ergibt sich für die Jahre 2017 und 2018 ein signifikant negativer Effekt, also ein Rückgang der Mehrarbeit. 2019 ist dieser Effekt allerdings nicht mehr zu finden. Hingegen zeigt sich bei den angegebenen Überstunden bereits im Jahr 2016 ein signifikant negativer Effekt, der in den Folgejahren aber nicht bestehen bleibt. Regressionen mit fixen Effekten kommen zu qualitativ ähnlichen Ergebnissen (nicht dargestellt), die Koeffizienten der Differenz zwischen tatsächlicher und vertraglich vereinbarter Arbeitszeit sind dabei durchgängig ab 2016 signifikant negativ. Bei den angegebenen Überstunden lässt sich wiederum nur im Jahr 2016 ein signifikant negativer Effekt finden.

Tab. 8.5: Regressionsanalysen zur Mehrarbeit

	Differenz tatsächliche – ver- tragliche Arbeitszeit	Überstunden angegeben
Jahresdummies		
2014	-0,03 (0,31)	-0,51 (0,32)
2015	-0,14 (0,33)	0,14 (0,32)
2016	0,16 (0,34)	0,45 (0,33)
2017	0,16 (0,37)	-0,28 (0,36)
2018	0,32 (0,38)	-0,11 (0,37)
2019	0,19 (0,39)	-0,81** (0,38)
Kaitz-Index	1,13** (0,47)	-0,31 (0,42)
Kaitz-Index x Jahr (Referenz: 2013)		
2014	-0,42 (0,49)	0,54 (0,50)
2015	-0,38 (0,52)	-0,36 (0,50)
2016	-0,84 (0,53)	-1,01** (0,50)
2017	-1,06* (0,60)	0,07 (0,58)
2018	-1,47** (0,61)	-0,26 (0,58)
2019	-0,83 (0,62)	0,79 (0,61)
Konstante	3,51*** (0,31)	4,23*** (0,28)
Soziodemografische Informationen	ja	ja
Beschäftigungscharakteristika	ja	ja
Pseudo R ²	0,06	0,05
Beobachtungen	79.101	41.180

Quelle: SOEP.v36eu. – Anmerkungen: RE-Regressionsmodelle für den regionalen DiD-Ansatz entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.5 für die Differenz zwischen tatsächlicher und vertraglich vereinbarter Arbeitszeit (Spalte 1) bzw. zu den angegebenen Überstunden (Spalte 2). Basierend auf der Längsschnittstichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3. Standardfehler in Klammern mit * $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$.

Insgesamt kann also keine eindeutige Aussage zum Effekt der Mindestlohneinführung bzw. der Mindestlohnerhöhungen auf die Mehrarbeit gemacht werden, da nur für wenige Jahre signifikant negative Effekte zu erkennen sind. Dies kann u.a. dadurch bedingt sein, dass beide Messkonzepte keine Trennung zwischen bezahlten und unbezahlten Überstunden zulassen. Allerdings bestehen durchaus Unterschiede in der Abgeltung von Mehrarbeit zwischen Personen mit einem Stundenlohn unterhalb oder in Höhe des Mindestlohns und Personen mit höherer Entlohnung,

wie ja bereits in Tab. 8.4 sichtbar wurde. So bekommt ein größerer Anteil der Personen mit einem Stundenlohn bis zur Höhe des Mindestlohns Überstunden bezahlt als dies bei Personen mit einem höheren Verdienst der Fall ist. Dadurch kann es dazu kommen, dass in einer Personengruppe bezahlte (oder unbezahlte) Mehrarbeit eine größere Rolle spielt als in der anderen. Ein weiterer Grund könnte sein, dass die den Konzepten zugrundeliegenden Fragen einen unterschiedlichen Zeitbezug haben (Wochenstunden bzw. im Monat vor der Befragung geleistete Überstunden).

Auch wenn sich kaum eindeutige signifikante Effekte des Mindestlohns auf die Mehrarbeit finden lassen, so zeigen die deskriptiven Darstellungen in diesem Kapitel doch, dass sich der Umgang mit Mehrarbeit teilweise deutlich zwischen Personen mit einem Stundenlohn bis zur Höhe des Mindestlohns und Personen mit einer höheren Entlohnung unterscheidet. Eine eingehendere Analyse der Rolle der Mehrarbeit erscheint vor diesem Hintergrund lohnend, wobei die Datenlage sicherlich eine Hürde für solch eine Analyse darstellt.

9 Nebentätigkeiten

9.1 Einleitung und Literatur

Die Ausübung von Nebentätigkeiten ist ein wichtiger Aspekt des deutschen Arbeitsmarktes. Von 2003 bis 2014 hat sich die Anzahl der Personen mit mehr als einem Beschäftigungsverhältnis mehr als verdoppelt; im Jahr 2014 übte jede(r) 15. abhängig Beschäftigte eine Nebentätigkeit aus (Klinger und Weber 2017). Der gesetzliche Mindestlohn kann die Ausübung von Nebentätigkeiten beeinflusst haben, da sich durch die Einführung und die Erhöhungen des Mindestlohns die finanziellen Anreize für die Beschäftigten und die Firmen verändert haben. Daher soll im Folgenden die Frage beantwortet werden, inwiefern sich seit Einführung oder seit den Erhöhungen des Mindestlohns die Art oder der Umfang von Nebentätigkeiten verändert haben. Zudem wird den möglichen Gründen für entsprechende Veränderungen nachgegangen.

Für die Ausübung einer Nebentätigkeit werden in der ökonomischen Literatur mehrere Gründe genannt (Smith Conway und Kimmel 1998; Shishko und Rostker 1976). Diese umfassen erstens eine Stundenrestriktion im Hauptjob, d.h. Beschäftigte würden in ihrem Hauptjob gerne mehr arbeiten um mehr zu verdienen, können ihre Stundenanzahl aus verschiedenen Gründen jedoch nicht ausweiten; zweitens ein Absicherungsmotiv – wenn der Hauptjob verloren geht, ist der Nebenjob immer noch da und kann ggf. sogar ausgeweitet werden; drittens ein Nutzenmotiv, d.h. Beschäftigte gewinnen Nutzen dadurch, dass sie eine Nebentätigkeit ausüben, weil sie hier etwas anderes tun, andere Kolleginnen und Kollegen treffen etc.; und viertens ein Karrieremotiv, d.h. Beschäftigte üben eine Nebentätigkeit aus um hierdurch Vorteile für ihre Karriere zu erzielen, z.B. indem sie die Wahrscheinlichkeit erhöhen, ihren Hauptberuf zu wechseln.

Die empirische Literatur findet im internationalen Kontext Belege für die Stundenrestriktion, aber auch für das Nutzenmotiv (Dickey et al. 2011) und für das Karrieremotiv (Panos et al. 2014). Für den deutschen Arbeitsmarkt unterstreicht Heineck (2009) mit einer Analyse auf Grundlage von SOEP-Daten die Bedeutung der Stundenrestriktion, d.h. dass für deutsche Beschäftigte häufig der Wunsch nach höheren Stunden und einem entsprechend höheren Verdienst im Hauptjob nicht erfüllt werden kann. Klinger und Weber (2017) bestätigen diesen Befund mit Daten der Integrierten Erwerbsbiografien (IEB). Im Zusammenhang mit der Einführung und Erhöhung des Mindestlohns wurden Nebentätigkeiten vor allem betrachtet, um die Einhaltung des Mindestlohns einzuschätzen. Hierbei zeigt sich, dass Personen im Nebenerwerb besonders häufig nicht den Mindestlohn erhalten (Fedorets et al. 2019; Bachmann et al. 2020b).

Im Zusammenhang mit dem gesetzlichen Mindestlohn erscheint die Stundenrestriktion am relevantesten. Hierbei ist denkbar, dass ein Anstieg des Gesamtlohns der Haupttätigkeit zu einem geringeren Anreiz führt, eine Nebentätigkeit auszuüben. Daher ist eine Arbeitshypothese, dass die Einführung und die Erhöhungen des Mindestlohns dazu geführt haben könnten, dass weniger und/oder andere Nebentätigkeiten ausgeübt werden. Es ist aber auch denkbar, dass sich die Stundenrestriktion durch den gesetzlichen Mindestlohn verschärft hat, da Beschäftigte aufgrund eines höheren Stundenlohns schneller an eine möglicherweise vorhandene finanzielle Höchstgrenze des Gesamtlohns stoßen, die der Arbeitgeber in der Haupttätigkeit zu zahlen bereit ist. Dies würde zu einer Erhöhung der Ausübung von Nebentätigkeiten führen.

9.2 Die Erfassung von Nebentätigkeiten im SOEP und Konsequenzen für die Analyse

Ob eine Nebentätigkeit ausgeführt wird, wird im SOEP über den gesamten Untersuchungszeitraum abgefragt. Bei der Erfassung des Nebenerwerbs gab es jedoch zwischen den Jahren 2016

und 2017 eine größere Änderung (Tab. A 9.1 im Anhang enthält einen entsprechenden Überblick). Von 2014 bis 2016 wurde, falls ein Nebenerwerb vorlag, danach gefragt, um welche Art der bezahlten Tätigkeit es sich dabei hauptsächlich handelt. 2017 wurde diese Abfrage erweitert, so dass ab diesem Jahr die Befragten bis zu drei verschiedene Nebentätigkeiten angeben können. Für jede der drei Nebentätigkeiten lassen sich separate Angaben zu Art der Nebentätigkeit, Lohn und Arbeitszeit treffen, während dies im ersten Zeitraum nur für eine Nebentätigkeit möglich war. Mit dieser Änderung hat sich auch der Wortlaut bei der Frage nach der Art der Nebentätigkeit geändert. Im Zeitraum 2014 bis 2016 wurde zwischen den folgenden beruflichen Stellungen unterschieden:

- regelmäßig bezahlte Nebentätigkeit,
- gelegentliche Arbeiten gegen Entgelt,
- mithelfende Familienangehörige.

Von besonderer Bedeutung für die nachfolgenden Analysen ist, dass es für diesen Zeitraum nicht möglich ist, Nebentätigkeiten, die in Selbstständigkeit ausgeführt werden und somit nicht unter den gesetzlichen Mindestlohn fallen, zu identifizieren. Dementsprechend enthalten die Angaben zu Nebentätigkeiten für diesen Zeitraum immer auch selbstständige Nebentätigkeiten.

In den folgenden Jahren, 2017 bis 2019, sind zusätzliche Antwortmöglichkeiten verfügbar, so dass auch die folgenden beruflichen Stellungen angegeben werden können:

- Arbeiter/Angestellte (auch Mini-Job),
- Selbstständige/Freiberufler (auch mit Werkvertrag),
- mithelfende Familienangehörige und
- andere berufliche Stellung.

Zudem wurden neue Fragen dazu aufgenommen, ob es sich bei der Nebentätigkeit um ein Ehrenamt oder eine geringfügige Beschäftigung handelt. Sollte es sich bei einem Nebenerwerb um einen Minijob handeln, wird noch zusätzlich gefragt, ob für diesen eine freiwillige Beitragsaufstockung zur Rentenversicherung vorliegt. Eine Nebentätigkeit kann ab 2017 auch als „unentgeltliche Tätigkeit“ gekennzeichnet werden.

Abgesehen von diesen Änderungen wurden im gesamten Untersuchungszeitraum, 2014 bis 2019, Informationen zum Lohn und zur Arbeitszeit in der Nebentätigkeit abgefragt. Die Arbeitszeit wird dabei anhand der Stunden, die für diese Tätigkeit pro Woche aufgewendet werden, erfasst. Beim Lohn wird der Bruttoverdienst aus dieser Tätigkeit im zurückliegenden Monat angegeben. Seit 2017 beziehen sich die Fragen auf jede einzelne Nebentätigkeit (maximal drei), von 2014 bis 2016 nur auf den hauptsächlichsten Nebenerwerb. Der Wortlaut der Fragen hat sich über den Bruch in der Abfrage hinweg nicht verändert.⁴² Auf die gleiche Weise wurden auch Angaben zur durchschnittlichen Anzahl an Nebentätigkeits-Arbeitstagen pro Monat ermittelt. Schließlich liegen über den gesamten Untersuchungszeitraum hinweg Informationen zu dem konkreten Beruf, der in der Nebentätigkeit ausgeübt wird, vor, basierend auf einer Berufsangabe, die pro Nebentätigkeit in eine vierstellige ISCO08-Kennziffer umgewandelt wird.

⁴² Im Jahr 2014 wurde, anstatt nach der Anzahl an Stunden pro Woche, nach der durchschnittlichen Anzahl an Arbeitsstunden pro Tag (an dem die Nebentätigkeit ausgeführt wird) gefragt.

Zusammenfassend ergeben sich für die folgenden Analysen durch die veränderte Abfrage seit 2017 die folgenden Konsequenzen:

- Im Zeitraum 2014 bis 2016 wird nur die hauptsächliche Nebentätigkeit abgefragt, ab 2017 werden maximal drei Nebentätigkeiten abgefragt.
- Im Zeitraum 2014 bis 2016 können Nebentätigkeiten, die in Selbstständigkeit ausgeführt werden, nicht identifiziert werden. Ab 2017 ist dies möglich.
- Ebenfalls im Zeitraum 2014 bis 2016 können Nebentätigkeiten im Ehrenamt nicht identifiziert werden. Allerdings werden unbezahlte Nebentätigkeiten aus dem Datensatz entfernt, so dass keine unbezahlten Nebentätigkeiten im Ehrenamt in die Analysen eingehen. Ab 2017 können Nebentätigkeiten im Ehrenamt identifiziert werden.

Die veränderte Erhebung von Nebentätigkeiten seit 2017 wirft die Frage auf, wie viele Personen mehr als eine Nebentätigkeit ausüben. Es stellt sich heraus, dass nur ein sehr kleiner Anteil an Personen mehr als einer Nebentätigkeit nachgeht (siehe Tab. A 9.2). Während noch ca. 6 Prozent aller Personen mit mindestens einem relevanten Nebenerwerb zwei Tätigkeiten ausüben, sind drei Tätigkeiten mit maximal 1 Prozent sehr selten. Da die zweite und dritte Nebentätigkeit somit keine große Rolle spielen, wird in den folgenden Analysen für die Jahre 2017 bis 2019 nur die Erstnebsttätigkeit betrachtet. Dies hat den Vorteil, dass es eine konsistente Darstellung über den gesamten Zeitraum ermöglicht.

Weiterhin werden für die nachfolgenden Analysen im Zeitraum 2014 bis 2016 nur Personen mit einer regelmäßig bezahlten Nebentätigkeit oder gelegentlicher Arbeit gegen Entgelt berücksichtigt. Damit werden mithelfende Familienangehörige (ca. 40 Beobachtungen pro Jahr) aus der Analyse ausgeschlossen, da es sich hierbei um inoffizielle Arbeitsverhältnisse handeln kann, wodurch diese Tätigkeiten nicht dem Mindestlohn unterliegen würden. Dasselbe gilt für den Zeitraum 2017 bis 2019, bei dem ebenfalls die mithelfenden Familienangehörigen aus der Analyse ausgeschlossen werden.

Nebentätigkeiten als Selbstständige/Freiberufler sind grundsätzlich von Interesse für die vorliegende Analyse, da diese – genau wie sozialversicherungspflichtige Nebentätigkeiten, die dem Mindestlohn unterliegen – eine Möglichkeit darstellen, den Lohn der Haupttätigkeit zu ergänzen oder die eigene Beschäftigung zu diversifizieren. Da im Zeitraum 2014 bis 2016 jedoch Selbstständigkeit in der Nebentätigkeit nicht angegeben werden konnte, lassen sich Nebentätigkeiten in Selbstständigkeit in den Daten nicht getrennt von sonstigen Nebentätigkeiten identifizieren. Daher werden im Folgenden immer zwei Werte für den Zeitraum 2017 bis 2019 ausgewiesen: ein Wert inklusive Selbstständige, um den Bruch zwischen den beiden Beobachtungszeiträumen so gering wie möglich zu halten, und ein Wert ohne Selbstständige, um alle mindestlohnberechtigten Nebentätigkeiten separat aufzuführen.

Durch die zusätzlichen Fragen ab 2017 lassen sich außerdem Personen, die einer ehrenamtlichen oder unentgeltlichen Nebentätigkeit nachgehen, identifizieren. Wir schließen diese Personen aus den Analysen aus, da es sich hierbei um keine mindestlohnberechtigten Beschäftigungsverhältnisse handelt. Für den Zeitraum 2014 bis 2016 liegen keine Informationen über ehrenamtliche oder unentgeltliche Tätigkeiten vor, weswegen stattdessen alle Tätigkeiten mit einem Bruttomonatslohn von null Euro ausgeschlossen werden.

Da für die nachfolgenden Analysen Lohninformationen sowie Informationen zur Arbeitszeit notwendig sind, werden auch für den Zeitraum 2017 bis 2019 alle Nebentätigkeiten mit einem Monatslohn von null ausgeschlossen (sofern diese nicht bereits durch die ehrenamtliche oder unentgeltliche Tätigkeit abgedeckt wurden). Sollten in beiden Zeiträumen Informationen zum Nebentätigkeitslohn fehlen, dann werden diese Beobachtungen ebenfalls nicht berücksichtigt.

Analog zu Kapitel 7 verwenden wir die für die Nebentätigkeit gearbeiteten Stunden pro Woche als primäres Maß für die Arbeitszeit. Im Gegensatz zur Haupttätigkeit können wir hier nicht zwischen vereinbarten und tatsächlichen Arbeitszeiten differenzieren. Da sich die Frage nach der Arbeitszeit für die Nebentätigkeiten auf die pro Woche geleisteten Stunden bezieht, entspricht das Arbeitszeitmaß bei den Nebentätigkeiten eher einer tatsächlichen Arbeitszeitangabe. Diese liegt nur für die Jahre 2015 bis 2019 vor. Durch den anderen Wortlaut der Frage im Jahr 2014 müssen die Stunden pro Woche für dieses Jahr imputiert werden. Zu diesem Zweck werden zunächst die durchschnittlichen Arbeitsstunden an einem Tag, an dem die Nebentätigkeit praktiziert wird, mit der durchschnittlichen Anzahl an Arbeitstagen im Monat multipliziert. Dies ergibt die durchschnittliche Anzahl an Arbeitsstunden pro Monat. Diese wird anschließend durch die mittlere Zahl an Wochen pro Monat (4,33) dividiert, um die durchschnittliche Anzahl an Arbeitsstunden pro Woche zu erhalten. Durch diese Imputation ergeben sich für das Jahr 2014 mögliche Messfehler, deren Ausmaß sich nicht quantifizieren lässt. Ähnlich wie bei den Lohnangaben werden auch bei der Arbeitszeit alle Individuen mit fehlenden Angaben oder einer wöchentlichen Arbeitszeit von null Stunden pro Woche sowie einem fehlenden Gewicht im SOEP ausgeschlossen.

9.3 Nebentätigkeiten: Deskriptive Evidenz

Wir betrachten zunächst die Anzahl an Personen mit einem relevanten Nebenerwerb in unserem Analysedatensatz (siehe Tab. 9.1). Aus den oben beschriebenen Gründen weisen wir ab dem Jahr 2017 zwei Auswertungen aus, eine inklusive Nebentätigkeiten in Selbstständigkeit, eine exklusive dieser Nebentätigkeiten, d.h. nur für sozialversicherungspflichtige Nebentätigkeiten. Für beide Auswertungen lässt sich die Anzahl an Personen, die keinem Haupterwerb nachgehen, sondern nur einer Nebentätigkeit (z.B. Rentner, Personen in Lehre/Ausbildung etc.) mit der Anzahl an Personen, die sowohl einem Haupt- als auch einem Nebenerwerb nachgehen, vergleichen. Dabei zeigt sich, dass fast die Hälfte aller Nebenerwerbstätigen keinem Haupterwerb nachgeht. Von diesen wiederum erhält nur ein kleiner Anteil einen Lohn von weniger als 10 Euro im Haupterwerb. Dies zeigt sich sowohl für die Auswertungen inklusive Selbstständiger als auch für die exklusive Selbstständiger.

Tab. 9.1: Anzahl an Personen mit relevantem Nebenerwerb

	2014	2015	2016	2017	2018	2019
Inkl. Selbstständige						
Anzahl Personen mit Nebentätigkeit(en)	2.928.390 (1.255)	2.952.462 (1.249)	3.209.429 (1.197)	3.044.456 (1.304)	3.350.229 (1.328)	3.145.619 (1.358)
davon mit Haupterwerb	1.533.756 (665)	1.595.985 (673)	1.631.511 (646)	1.844.839 (784)	2.135.571 (831)	2.074.669 (824)
davon mit Lohn unter 10 Euro	229.749 (113)	218.752 (111)	214.271 (95)	180.873 (95)	238.510 (99)	163.607 (67)
Ohne Selbstständige						
Anzahl Personen mit Nebentätigkeit(en)	2.928.390 (1.255)	2.952.462 (1.249)	3.209.429 (1.197)	2.112.369 (917)	2.298.736 (922)	2.290.461 (931)
davon mit Haupterwerb	1.533.756 (665)	1.595.985 (673)	1.631.511 (646)	1.258.938 (543)	1.363.159 (556)	1.466.133 (563)
davon mit Lohn unter 10 Euro	229.749 (113)	218.752 (111)	214.271 (95)	133.051 (79)	199.103 (85)	145.806 (58)

Quelle: SOEP.v36eu. – Anmerkungen Hochgerechnete Beobachtungszahlen, absolute Beobachtungszahlen in Klammern. Basierend auf der Längsschnittstichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3.

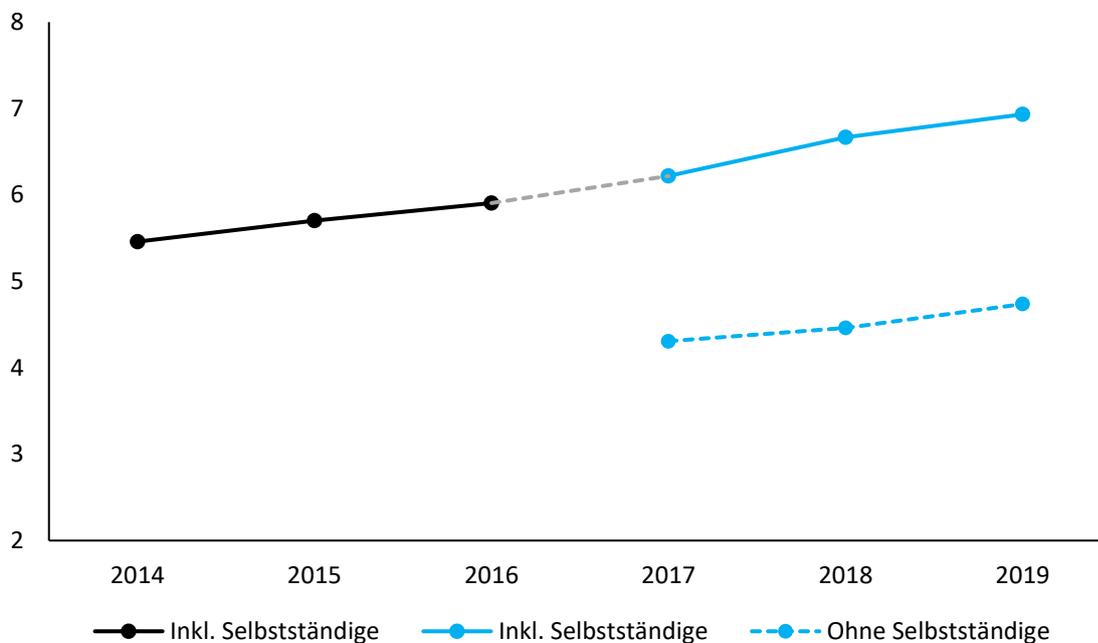
Beim Vergleich der Auswertungen inklusive Selbstständiger und exklusive Selbstständiger wird deutlich, dass Nebentätigkeiten in Selbstständigkeit mit ca. einem Drittel einen hohen Anteil aller Nebentätigkeiten ausmachen. Führt man diesen Vergleich nur für die Personen mit einem Lohn unter 10 Euro durch, ergibt sich ein wesentlich niedrigerer Anteil an Personen, die eine Nebentätigkeit in Selbstständigkeit ausführen. Somit werden Nebentätigkeiten in Selbstständigkeit hauptsächlich von Personen mit einem relativ hohen Lohn ausgeübt.

Für eine Untersuchung der Auswirkungen des Mindestlohns auf die Nebentätigkeiten ist vor allem deren Entwicklung über die Zeit von Interesse. Für den betrachteten Zeitraum 2014-2019 ist in allen ausgewiesenen Kategorien ein Anstieg der Personen mit einer Nebentätigkeit erkennbar, mit Ausnahme der Personengruppe mit einem Lohn unter 10 Euro im Haupterwerb. Bei der letztgenannten Personengruppe zeigt sich eine Stagnation über die Zeit, im Jahr 2019 sogar ein deutlicher Rückgang. Allerdings sind die Beobachtungszahlen für diese Gruppe relativ gering, weshalb es zu starken Schwankungen im Zeitverlauf kommt.

Die Bedeutung von Nebentätigkeiten lässt sich auch durch den Anteil der Personen, die eine Nebentätigkeit ausführen, an allen mindestlohnberechtigten Beschäftigten ablesen. Wie aus Abb. 9.1 hervorgeht, stieg dieser Anteil (inklusive Selbstständige) kontinuierlich von ca. 5,5 Prozent im Jahr 2014 auf ca. 6,9 Prozent im Jahr 2019. Für den Zeitraum 2017 bis 2019 hat damit ungefähr jede(r) 14. Beschäftigte einen Nebenerwerb, was einem leichten Anstieg gegenüber dem Wert aus Klinger und Weber (2017) entspricht. Der Anteil von Personen mit Nebentätigkeiten ohne Selbstständige liegt deutlich darunter und stieg von 4,3 Prozent im Jahr 2017 auf 4,7 Prozent im Jahr 2019.

Abb. 9.1: Anteil der Personen mit Haupt- und Nebenerwerb an allen mindestlohnberechtigten Erwerbstätigen

in Prozent (y-Achse) pro Jahr (x-Achse)



Quelle: SOEP.v36eu. – Anmerkungen: Gewichtete Ergebnisse. Basierend auf der Längsschnittstichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3.

Wie in Kapitel 9.1 diskutiert, werden in der ökonomischen Literatur als mögliche Gründe für das Ausüben einer Nebentätigkeit unter anderem Stundenrestriktionen angeführt. Diese Restriktion

wird wirksam, wenn Beschäftigte gerne ihre Stundenanzahl im Hauptjob ausweiten würden, dies ihnen jedoch aus verschiedenen Gründen verwehrt bleibt, weswegen eine weitere Tätigkeit im Nebenerwerb aufgenommen wird. Für den deutschen Arbeitsmarkt weisen verschiedene Studien ein solches Motiv nach (Heineck 2009; Klinger und Weber 2017).

Aus diesem Grund werden im Folgenden die Löhne und Arbeitszeiten aus der Nebenerwerbstätigkeit betrachtet. Zunächst wird die durchschnittliche Höhe der Löhne dargestellt, die im Nebenerwerb pro Monat erwirtschaftet werden. Diese sind in Tab. 9.2 für verschiedene Beschäftigengruppen aufgeführt. Der Lohn für alle Nebentätigkeiten, also sowohl von Personen mit und ohne Haupterwerb, steigt im Zeitverlauf kontinuierlich an, von 328 Euro im Jahr 2014 auf 442 Euro im Jahr 2019. Für Personen mit Haupterwerb steigt der Lohn im Zeitverlauf ebenfalls an (von 336 Euro auf 467 Euro), unterliegt aber deutlichen jährlichen Schwankungen. Für Personen mit einem Haupterwerb mit Stundenlohn unter 10 Euro ist ebenfalls eine Steigerung zu verzeichnen, die aber deutlich geringer ausfällt (von 240 Euro auf 286 Euro) und ebenfalls deutlichen Schwankungen unterliegt. Diese Schwankungen sind zumindest zum Teil auf die relativ geringen Fallzahlen, die diesen Berechnungen unterliegen, zurückzuführen.

Die Arbeitszeiten weisen ein ähnliches Muster auf wie die Löhne (Tab. 9.2). Die Arbeitszeit aller Nebenerwerbstätigkeiten wächst deutlich, von 6 Stunden pro Woche im Jahr 2014 auf 7,1 Stunden pro Woche im Jahr 2019. Auch bei der Personengruppe, die einem Haupterwerb nachgeht, ist eine deutliche Steigerung erkennbar (von 5,6 auf 7,2 Stunden pro Woche). Ähnliches gilt für die Personen mit einem Lohn von unter 10 Euro im Haupterwerb, deren Arbeitszeit im Nebenerwerb von 5,7 auf 6,4 Stunden pro Woche ansteigt. Angesichts dieser deskriptiven Evidenz ergeben sich somit zunächst keine Hinweise darauf, dass der gesetzliche Mindestlohn zu einem Rückgang der Nebentätigkeiten geführt hätte.

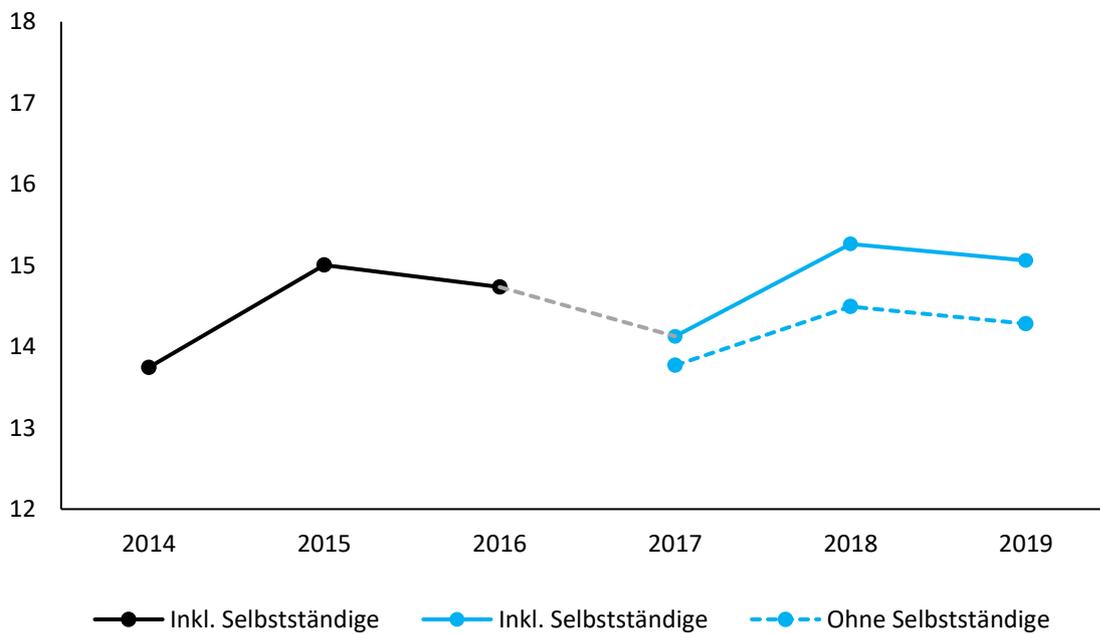
Tab. 9.2: Absolute Löhne und Arbeitszeiten im Nebenerwerb

Lohn in Euro, Arbeitszeit in Stunden pro Woche

	2014	2015	2016	2017	2018	2019
Monatslohn						
inkl. Selbstständige	327,73 (612,30)	348,65 (346,96)	376,45 (1059,92)	390,67 (501,15)	437,58 (1007,52)	441,88 (1088,55)
davon mit Haupterwerb	336,39 (343,30)	366,87 (361,50)	447,28 (1448,73)	399,52 (530,90)	472,86 (1154,94)	466,75 (868,85)
davon mit Lohn unter 10 Euro	240,22 (172,00)	310,97 (192,39)	287,05 (148,04)	294,55 (332,82)	361,61 (801,06)	285,87 (203,19)
Wochenarbeitszeit						
inkl. Selbstständige	6,03 (5,91)	7,18 (6,00)	6,68 (5,25)	7,26 (6,03)	7,25 (6,35)	7,14 (5,97)
davon mit Haupterwerb	5,55 (5,29)	6,69 (4,70)	6,81 (4,88)	6,72 (5,29)	7,29 (6,25)	7,21 (5,97)
davon mit Lohn unter 10 Euro	5,71 (3,82)	7,20 (4,92)	5,85 (3,60)	6,86 (5,03)	7,02 (5,10)	6,39 (5,32)

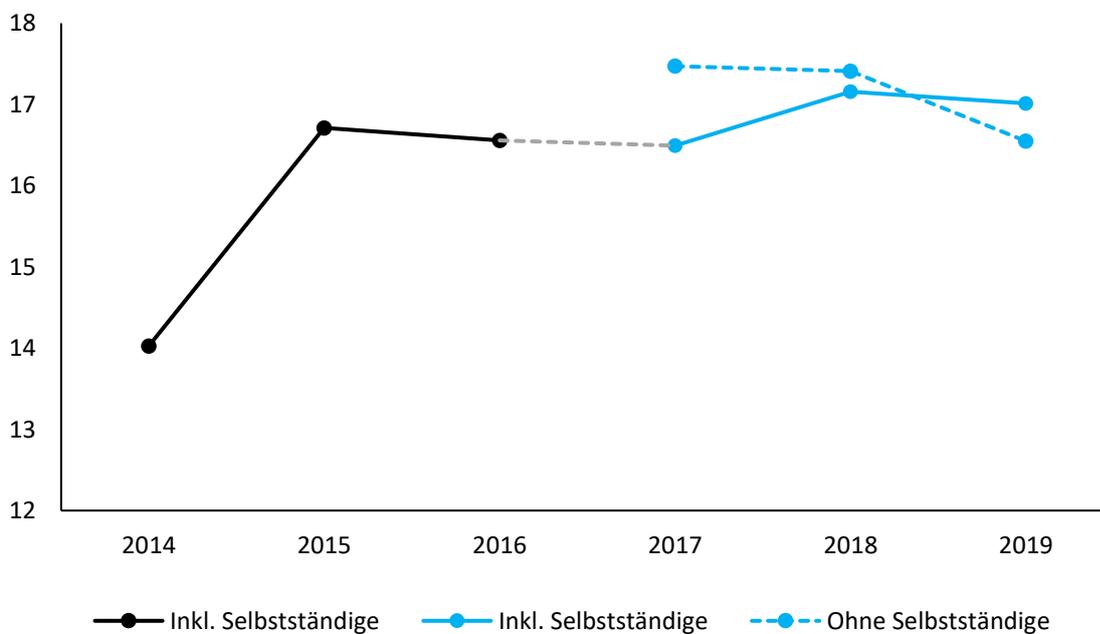
Quellen: SOEP.v36eu. – Anmerkungen: Mittelwerte, Standardabweichung in Klammern. Brutto-Monatslohn aus vorherigem Monat; Arbeitszeit in Stunden pro Woche. Gewichtete Ergebnisse. Basierend auf der Längsschnittstichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3.

Abb. 9.2: Durchschnittlicher Anteil des Nebentätigkeitslohns am Gesamtlohn
in Prozent (y-Achse) pro Jahr (x-Achse)



Quelle: SOEP.v36eu. – Anmerkungen: Gewichtete Ergebnisse. Basierend auf der Längsschnittstichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3.

Abb. 9.3: Durchschnittlicher Anteil der Nebentätigkeitsarbeitszeit an der Gesamtarbeitszeit
in Prozent (y-Achse) pro Jahr (x-Achse)



Quelle: SOEP.v36eu. – Anmerkungen: Gewichtete Ergebnisse. Basierend auf der Längsschnittstichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3.

In den Jahren von 2014 bis 2016 ist ein leichter Anstieg des Lohnanteils aus Nebentätigkeiten inklusive Selbstständigkeit von 13,7 auf 14,7 Prozent zu verzeichnen. Nach einem Rückgang auf

Vor diesem Hintergrund wird nun der Zusammenhang zwischen Haupterwerb und Nebenerwerb näher betrachtet. In Abb. 9.2 wird dafür der Anteil des Nebentätigkeitslohns am monatlichen Gesamtlohn abgebildet. Abb. 9.3 stellt das Äquivalent für den Anteil der Nebentätigkeitsarbeitszeit an der wöchentlichen Gesamtarbeitszeit dar. Für diese Analysen werden nur Beschäftigte betrachtet, die sowohl einem Haupterwerb als auch einem Nebenerwerb nachgehen.

14,1 Prozent im Jahr 2017 stieg dieser Anteil auf 15,1 Prozent im Jahr 2019. Der durchschnittliche Lohnanteil ohne Nebentätigkeiten in Selbstständigkeit lag etwas unter dem Niveau der Beschäftigten inklusive Selbstständigen. Er stieg aber auch, von 13,8 Prozent im Jahr 2017 auf 14,3 Prozent im Jahr 2019.

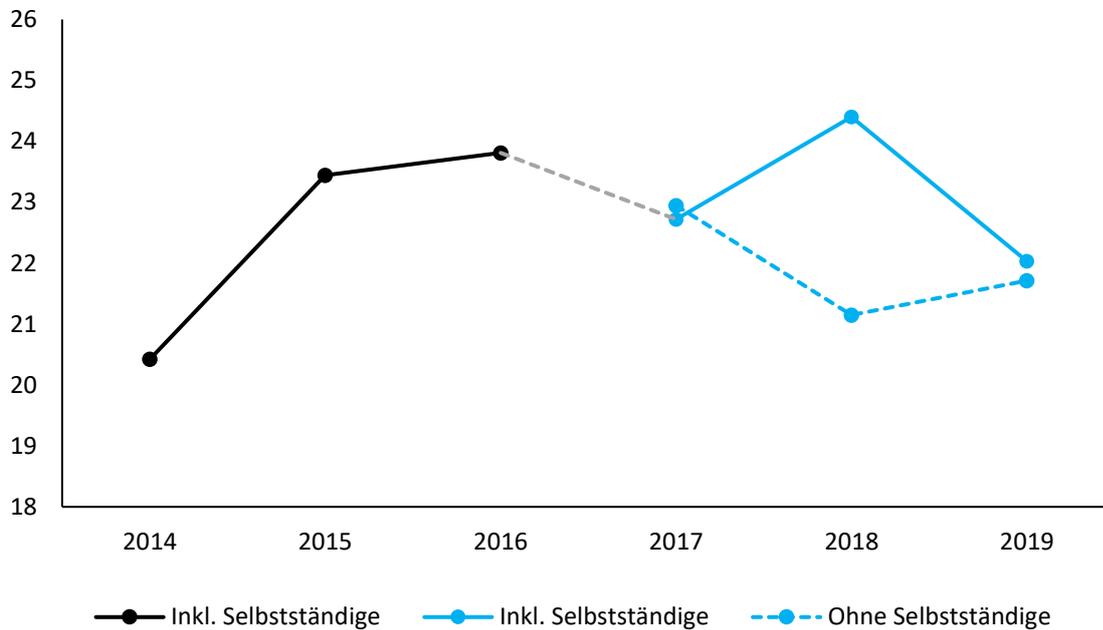
Bei der Arbeitszeit war ebenfalls einen Aufwärtstrend zu verzeichnen, der etwas stärker ausfiel als beim Lohn. Schon zu Beginn des Beobachtungszeitraums gab es einen deutlichen Anstieg des Anteils von Nebentätigkeiten (inkl. Selbstständige) an der Gesamtarbeitszeit, von 14,0 Prozent im Jahr 2014 auf 16,5 Prozent im Jahr 2015. In der Folge kam es noch zu kleinen Anstiegen, im Jahr 2019 lag der Anteil der Arbeitszeit von Nebentätigkeiten an der Gesamtarbeitszeit bei 17,0 Prozent. Berücksichtigt man nur Nebentätigkeit ohne Selbstständige, fiel deren Anteil an der Gesamtarbeitszeit von 17,5 Prozent im Jahr 2017 auf 16,5 Prozent im Jahr 2019.

Somit ergeben der Anteil des Lohns aus Nebentätigkeiten und der Anteil der Arbeitszeit in Nebentätigkeiten am Gesamtlohn bzw. der gesamten Arbeitszeit ein unterschiedliches Bild: zwar liegen beide vom Niveau her relativ nah beieinander, sie weisen aber zumindest für die Nebentätigkeiten ohne Selbstständige einen unterschiedlichen Verlauf auf. Für diese Gruppe sinkt der Anteil an der Gesamtarbeitszeit zwischen 2017 und 2019 deutlich, während der Anteil am Gesamtlohn im gleichen Zeitraum tendenziell ansteigt. Dies deutet darauf hin, dass die Nebentätigkeiten ohne Selbstständige tendenziell besser entlohnt werden, da der Anteil an der Gesamtarbeitszeit gesunken ist, der Anteil am Gesamtlohn aber gestiegen. Grundsätzlich werden die Nebentätigkeiten aber über den gesamten Zeitraum relativ gesehen schlechter entlohnt als die Haupttätigkeit, denn der Anteil der Nebentätigkeiten an der Gesamtarbeitszeit liegt teilweise deutlich über dem Anteil der Nebentätigkeiten am Gesamtlohn.

Schränkt man bei den Analysen zum Anteil der Nebentätigkeiten am Gesamtlohn und der Gesamtarbeitszeit auf Personen, die in der Haupttätigkeit weniger als 10 Euro verdienen, ein, ergeben sich weitere interessante Erkenntnisse. So liegt der Lohnanteil des Nebenerwerbs am Gesamtlohn bei dieser Personengruppe mit mehr als 20 Prozent deutlich über dem entsprechenden Lohnanteil aller Personen mit einer Nebentätigkeit (Abb. 9.4). Auch der Anteil an der Arbeitszeit ist in den meisten Jahren für Personen mit einem niedrigen Lohn in der Haupttätigkeit deutlich höher als für alle Beschäftigten mit Nebenerwerb (Abb. 9.5). Für den Lohnanteil ist keine eindeutige Tendenz festzustellen, er bleibt im Beobachtungszeitraum relativ konstant. Der Anteil an der Arbeitszeit steigt (inkl. Selbstständige) von 2014 bis 2018 kontinuierlich an, 2019 kommt es zu einem starken Einbruch, der jedoch durch Messungenauigkeiten aufgrund niedriger Fallzahlen verursacht sein könnte. Insgesamt zeigt sich aber auch für die Personen mit einem niedrigen Lohn in der Haupttätigkeit kein Rückgang der Bedeutung des Nebenerwerbs im betrachteten Zeitraum.

Abb. 9.4: Durchschnittlicher Anteil des Nebentätigkeitslohns am Gesamtlohn im Niedriglohnsektor

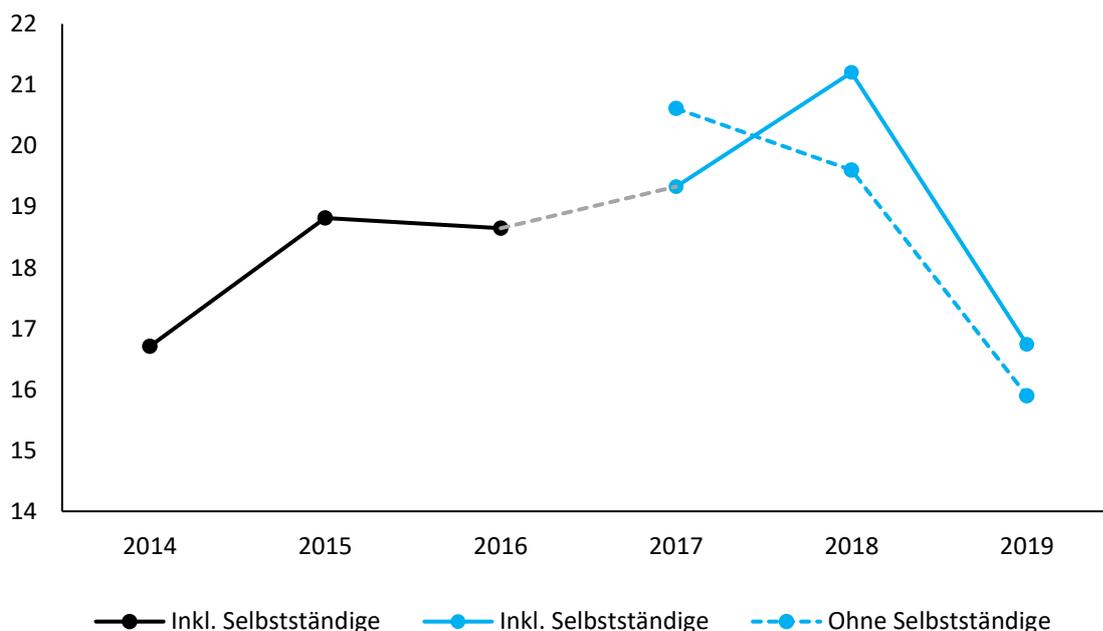
in Prozent (y-Achse) pro Jahr (x-Achse)



Quelle: SOEP.v36eu. – Anmerkungen: Personen, die sowohl einen Haupterwerb als auch einen Nebenerwerb ausüben und dabei im Haupterwerb weniger als 10 Euro pro Stunde verdienen. Gewichtete Ergebnisse. Basierend auf der Längsschnittstichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3.

Abb. 9.5: Durchschnittlicher Anteil der Nebentätigkeitsarbeitszeit an der Gesamtarbeitszeit im Niedriglohnsektor

in Prozent (y-Achse) pro Jahr (x-Achse)



Quelle: SOEP.v36eu. – Anmerkungen: Personen, die sowohl einen Haupterwerb als auch einen Nebenerwerb ausüben und dabei im Haupterwerb weniger als 10 Euro pro Stunde verdienen. Gewichtete Ergebnisse. Basierend auf der Längsschnittstichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3.

Für den Lohnanteil der Nebentätigkeit können verschiedene sozio-demografische Faktoren eine wichtige Rolle spielen. Diese können in engem Zusammenhang miteinander stehen, z.B. das Geschlecht und die Beschäftigungsart der Hauptbeschäftigung (Vollzeit/Teilzeit/Minijob). Um den Einfluss dieser Faktoren zu identifizieren, wird im Folgenden ein Regressionsmodell für den Lohnanteil der Nebentätigkeit, welches das Vorhandensein einer Vielzahl von Eigenschaften berücksichtigt, geschätzt. Zudem kann hierbei eine Aussage darüber getroffen werden, ob bestimmte Eigenschaften statistisch signifikant mit der jeweiligen Ergebnisgröße im Zusammenhang stehen. Um mögliche Veränderungen durch den gesetzlichen Mindestlohn abschätzen zu können, wird das Regressionsmodell für unterschiedliche Jahre geschätzt (2014, 2015-16, 2017-18, 2019).

Die Ergebnisse dieser Analyse in Tab. 9.3 zeigen, dass Frauen, die einer Nebentätigkeit nachgehen, einen geringeren Lohnanteil der Nebentätigkeit am Gesamtlohn aufweisen als Männer. Der Lohn der Haupttätigkeit ist stark negativ mit dem Lohnanteil der Nebentätigkeit korreliert, was zu einem großen Teil einen mechanischen Effekt widerspiegelt, da ein hoher Lohn in der Haupttätigkeit in der Regel heißt, dass der Lohn in der Nebentätigkeit im Vergleich dazu geringer ist. Die wöchentliche Arbeitszeit in der Haupttätigkeit ist signifikant negativ korreliert, die Größe dieser Korrelation ist aber gering. Alter, Bildung und Firmengröße spielen für den Lohnanteil der Nebentätigkeit offenbar keine Rolle.

Tab. 9.3: Regression zum Lohnanteil von Nebentätigkeiten

	2014	2015 und 2016	2017 und 2018	2019
<u>Soziodemografische Charakteristika</u>				
Weiblich	-0,03*** (0,01)	-0,01 (0,01)	-0,04*** (0,01)	-0,03*** (0,01)
Ostdeutschland	-0,03*** (0,01)	-0,01 (0,01)	-0,00 (0,01)	-0,00 (0,01)
Alter (Referenz: Zwischen 25 und 54 Jahre)				
24 Jahre und jünger	0,03 (0,04)	0,00 (0,03)	0,01 (0,02)	-0,02 (0,02)
55 Jahre und älter	0,02 (0,01)	0,01 (0,01)	0,02* (0,01)	-0,00 (0,01)
Bildungsabschluss (Referenz: Abgeschlossene Lehre)				
Kein beruflicher Abschluss	0,01 (0,02)	-0,01 (0,01)	0,00 (0,01)	0,01 (0,01)
Universitätsabschluss	0,01 (0,01)	0,00 (0,01)	0,02** (0,01)	0,01 (0,01)
Unverheiratet	-0,01 (0,01)	0,01 (0,01)	0,01 (0,01)	-0,00 (0,01)
Kind(er) im Haushalt	-0,01 (0,01)	0,01 (0,01)	0,01 (0,01)	-0,00 (0,01)
Ausländische Staatsangehörigkeit	-0,02 (0,01)	0,02* (0,01)	-0,00 (0,01)	0,02 (0,01)
<u>Beschäftigungscharakteristika</u>				
Haupttätigkeitslohn	-0,09*** (0,02)	-0,06*** (0,01)	-0,07*** (0,01)	-0,08*** (0,01)
Wöchentliche Arbeitszeit (in Stunden)	-0,00*** (0,00)	-0,00*** (0,00)	-0,00*** (0,00)	-0,00*** (0,00)
Beschäftigungsart (Referenz: Vollzeitbeschäftigt)				
Teilzeitbeschäftigt	0,05*** (0,01)	0,03** (0,01)	0,03** (0,01)	0,06*** (0,02)
Minijob	0,10** (0,04)	0,14*** (0,03)	0,11*** (0,04)	0,10** (0,05)

	2014	2015 und 2016	2017 und 2018	2019
Firmengröße (Referenz: 20 bis unter 200 Beschäftigte)				
unter 20 Beschäftigte	0,01 (0,01)	0,01 (0,01)	0,02* (0,01)	0,00 (0,01)
200 Beschäftigte und mehr	0,01 (0,01)	-0,01 (0,01)	-0,01 (0,01)	-0,01 (0,01)
Befristeter Vertrag	-0,02 (0,02)	-0,01 (0,01)	0,02 (0,01)	0,00 (0,01)
Beruf (Referenz: Technische und gleichrangige nichttechnische Berufe)				
Führungskräfte	0,07*** (0,02)	0,03** (0,01)	0,00 (0,02)	0,04 (0,02)
Akademische Berufe	0,03** (0,01)	0,03*** (0,01)	0,01 (0,01)	0,04*** (0,01)
Bürokräfte und verwandte Berufe	-0,02 (0,02)	0,00 (0,01)	0,00 (0,01)	-0,02 (0,01)
Dienstleistungsberufe und Verkäufer	-0,01 (0,02)	0,01 (0,01)	0,02 (0,01)	-0,00 (0,01)
Fachkräfte in Land- und Forstwirtschaft und Fischerei	0,11 (0,07)	0,03 (0,03)	0,11* (0,06)	0,05 (0,08)
Handwerks- und verwandte Berufe	-0,01 (0,01)	0,01 (0,01)	-0,01 (0,01)	-0,02 (0,01)
Bedienung von Anlagen und Maschinen	-0,01 (0,02)	0,04** (0,02)	0,01 (0,02)	0,00 (0,02)
Hilfsarbeitskräfte	0,02 (0,02)	0,01 (0,01)	0,02 (0,02)	0,01 (0,02)
Konstante	0,48*** (0,06)	0,40*** (0,04)	0,46*** (0,05)	0,51*** (0,05)
Veränderung der Beschäftigung	ja	ja	ja	
R ²	0,34	0,36	0,33	0,33
Beobachtungen	527	1.060	1.260	756

Quelle: SOEP.v36eu. – Anmerkungen: OLS-Regressionsergebnisse für den Anteil des Nebentätigkeitslohns am Gesamtlohn. Basierend auf dem Bruttomonatslohn des letzten Monats. Veränderung der Beschäftigung umfasst Berufs- und Stellenwechsel. Basierend auf der Längsschnittstichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3. Standardfehler in Klammern mit * $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$.

Hingegen ist die Beschäftigungsart eine wichtige Determinante: Personen, die in der Haupttätigkeit einer Teilzeitbeschäftigung oder einem Minijob nachgehen, weisen einen höheren Lohnanteil der Nebentätigkeit auf. Dies lässt sich dadurch erklären, dass der Lohn aus der Haupttätigkeit zum einen aufgrund der relativ geringen Stundenanzahl in der Haupttätigkeit niedrig ausfällt; zum anderen sind Nebentätigkeiten und Minijobs häufig durch niedrige Stundenlöhne gekennzeichnet (Bachmann et al. 2017, Paul 2016). Auch beim Beruf lassen sich Gruppen mit einem höheren Lohnanteil der Nebentätigkeit ausmachen. Dies ist insbesondere für akademische Berufe und teilweise für Führungskräfte zu beobachten.

Die Einflussfaktoren für den Lohnanteil der Nebentätigkeiten am Gesamtlohn verändern sich über die Zeit nur geringfügig. Somit sind hier keine stärkeren Anzeichen für einen Effekt des Mindestlohns zu erkennen.

Angesichts dieser Ergebnisse stellt sich die Frage, ob sich die Zusammensetzung der Personengruppe, die eine Haupt- und Nebentätigkeit ausüben, über die Zeit verändert hat. Aus diesem Grund werden im Folgenden die sozio-demografischen Charakteristika dieser Personengruppe näher betrachtet (Tab. 9.4, oben). Hierbei fällt auf, dass Frauen etwas häufiger vertreten sind.

Ihr Anteil schwankt etwas, ist im Vergleich der Jahre 2014 (58,6 Prozent) und 2019 (56,8 Prozent) aber fast unverändert. Hinsichtlich des Alters zeigt sich, dass die mittlere Alterskohorte deutlich überrepräsentiert ist (mehr als 75 Prozent in fast allen Jahren), während die jüngere Kohorte eher weniger vertreten ist (weniger als 5 Prozent). Die ältere Kohorte macht ca. 20 Prozent aus. Die Verteilung der Altersgruppen bleibt dabei über die Zeit relativ konstant, mit kleineren Schwankungen vor allem bei der jungen und alten Kohorte.

Tab. 9.4: Komposition der Nebentätigkeitsquerschnittsstichprobe nach Jahren
in %

	2014	2015	2016	2017	2018	2019
Mit Haupt- und Nebenerwerb						
Weiblich	58,6	52,2	52,1	52,9	55,9	56,8
Männlich	41,4	47,8	47,9	47,1	44,1	43,2
24 Jahre und jünger	3,2	2,6	1,7	3,8	3,5	4,3
Zwischen 25 und 54 Jahre	78,8	78,6	75,4	76,5	74,4	77,7
55 Jahre und älter	18,1	18,8	22,9	19,7	22,2	18,0
Ostdeutschland	9,4	8,6	9,4	10,6	8,3	10,7
Westdeutschland	90,6	91,4	90,6	89,4	91,7	89,3
Deutsche Staatsangehörigkeit	91,1	92,8	89,6	90,5	86,0	84,8
Ausländische Staatsangehörigkeit	8,9	7,2	10,4	9,5	14,0	15,2
Vollzeitbeschäftigt	69,7	69,2	67,1	66,6	67,0	71,1
Teilzeitbeschäftigt	25,3	27,3	29,0	29,7	29,9	26,2
Minijob	5,2	3,6	4,1	4,0	3,2	2,6
Beobachtungen	665	673	646	784	831	824
davon mit Stundenlohn < 10 Euro						
Weiblich	77,0	69,4	65,0	76,9	65,4	76,8
Männlich	23,0	30,6	35,0	23,1	34,6	23,2
24 Jahre und jünger	12,0	3,9	6,4	16,7	10,2	8,7
Zwischen 25 und 54 Jahre	78,7	73,3	65,5	73,0	63,6	73,4
55 Jahre und älter	9,3	22,7	28,1	10,2	26,2	17,9
Ostdeutschland	23,2	18,2	21,4	29,1	20,7	9,0
Westdeutschland	76,8	81,8	78,6	70,9	79,3	91,0
Deutsche Staatsangehörigkeit	85,4	80,2	85,4	83,8	81,0	79,2
Ausländische Staatsangehörigkeit	14,6	19,8	14,6	16,2	19,0	20,8
Vollzeitbeschäftigt	57,8	64,2	43,4	51,9	41,4	49,1
Teilzeitbeschäftigt	20,3	23,9	46,6	33,7	36,1	44,7
Minijob	21,9	12,9	12,2	15,1	22,9	6,4
Beobachtungen	113	111	95	95	99	67

Quelle: SOEP.v36eu. – Anmerkungen: Beschäftigte mit Haupt- und Nebenerwerb. Gewichtete Ergebnisse. Basierend auf der Längsschnittstichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3.

Betrachtet man für die Personen mit Haupt- und Nebenerwerb nur jene Beschäftigten mit einem Stundenlohn größer 10 Euro im Haupterwerb, zeigt sich ein deutlich verändertes Bild (Tab. 9.4, unten). Insbesondere ist der Frauenanteil in dieser Gruppe mit durchschnittlich mehr als 70 Prozent deutlich höher. Gleiches gilt für die jungen Beschäftigten, Personen aus Ostdeutschland, Personen mit einer ausländischen Staatsangehörigkeit, und für geringfügig Beschäftigte. Diese deskriptive Evidenz deutet darauf hin, dass für diese Personengruppen das finanzielle Motiv, eine

Nebentätigkeit auszuüben, besonders ausgeprägt ist. Bei keiner dieser Bevölkerungsgruppen zeigt sich jedoch ein klarer Trend über die Zeit, der auf einen bedeutenden Einfluss des gesetzlichen Mindestlohns hinweisen könnte. Die Schwankungen über die Jahre sind offenbar hauptsächlich auf die teilweise sehr geringen Fallzahlen zurückzuführen.

Wie oben dargelegt, ist ein entscheidender Grund für die Ausübung einer Nebentätigkeit die Stundenlohnrestriktion in der Haupttätigkeit. Dies bedeutet, dass eine beschäftigte Person gerne mehr arbeiten würde, dies in der Haupttätigkeit aber nicht möglich ist. Daher wird im Folgenden der Frage, ob eine Veränderung der gearbeiteten Stunden gewünscht ist, genauer nachgegangen. Hierzu wird die Abfrage im SOEP, wie viele Stunden jemand gerne arbeiten würde, mit den tatsächlich gearbeiteten Stunden verglichen. Daraus wird berechnet, ob jemand gerne mehr Stunden oder weniger Stunden arbeiten würde, oder ob die Person mit der derzeit gearbeiteten Anzahl von Stunden zufrieden ist. Das Ergebnis dieser Berechnung ist für die Jahre 2014-2018 in Tab. 9.5 dargestellt.⁴³

Tab. 9.5: Arbeitszeitwunsch
in %

	2014	2015	2016	2017	2018
Alle Mindestlohnberechtigten					
Weniger Stunden	57,8	57,1	57,9	56,6	59,4
Gleiche Stunden	25,2	27,5	26,9	29,2	26,2
Mehr Stunden	16,9	15,4	15,2	14,2	14,5
davon mit Nebenerwerb					
Weniger Stunden	51,7	51,6	52,6	51,5	53,4
Gleiche Stunden	25,2	23,2	25,0	25,0	24,4
Mehr Stunden	23,1	25,2	22,3	23,6	22,3
davon mit Lohn unter 10 Euro					
Weniger Stunden	38,0	43,7	33,7	40,0	22,1
Gleiche Stunden	27,8	29,1	35,6	21,2	28,3
Mehr Stunden	33,3	27,2	30,7	38,8	48,7

Quelle: SOEP.v36eu. – Anmerkungen: Wunsch nach mehr Arbeitszeit, basierend auf individuellen Angaben zur gewünschten wöchentlichen Stundenzahl und der tatsächlichen wöchentlichen Arbeitszeit. Basierend auf der Längsschnittstichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3.

Beim Vergleich der gewünschten Arbeitsstunden mit den tatsächlich gearbeiteten Stunden zeigt sich, dass mehr als die Hälfte aller mindestlohnberechtigten Beschäftigten gerne weniger Stunden pro Woche arbeiten würde. Etwa ein Viertel der Befragten ist mit den derzeitigen Arbeitsstunden zufrieden. Gerne mehr arbeiten würde weniger als ein Fünftel. Diese Anteile sind für den Untersuchungszeitraum 2014-2018 relativ konstant, wobei der Anteil der Personen, die gerne weniger arbeiten würden, leicht ansteigt (von 57,8 auf 59,4 Prozent), und der Anteil der Personen, die mehr Stunden arbeiten wollen, leicht abnimmt (von 16,9 auf 14,5 Prozent).

Für die Personen mit einem Nebenerwerb ergibt sich ein ähnlicher Verlauf. Der Anteil an Beschäftigten, die gerne weniger arbeiten würden, steigt leicht von 51,7 Prozent auf 53,4 Prozent. Das Niveau ist dabei jedoch um ca. 6 Prozentpunkte niedriger als für alle mindestlohnberechtigten.

⁴³ Die Variable zu den gewünschten Arbeitsstunden ist für das Jahr 2019 sehr schlecht gefüllt. Daher wird für dieses Jahr auf eine Auswertung verzichtet.

ten Beschäftigten. Bei dem Wunsch nach mehr Stunden gibt es ebenfalls einen leichten Rückgang, von 23,1 Prozent auf 22,3 Prozent. Hierbei ist das Niveau um durchschnittlich 8 Prozentpunkte höher als für alle Beschäftigten. Insgesamt deuten diese Verschiebungen darauf hin, dass Personen mit einem Nebenerwerb gerne mehr in ihrer Haupttätigkeit arbeiten würden, dies jedoch nicht können. Daher könnten diese Personen stattdessen eine Nebentätigkeit ausführen, was für das Stundenmotiv sprechen würde.

Betrachtet man die Mindestlohnberechtigten mit einem Stundenlohn unter 10 Euro, ergibt sich hingegen ein anderes Bild. In dieser Gruppe sinkt der Anteil der Personen, die weniger Stunden arbeiten wollen, deutlich, von 38 Prozent im Jahr 2014 auf 22,1 Prozent im Jahr 2018. Hingegen steigt der Anteil der Personen, die mehr Stunden arbeiten wollen, von 33,3 Prozent auf 48,7 Prozent. Auch hier muss darauf hingewiesen werden, dass es im Zeitverlauf zu deutlichen Schwankungen der Anteile kommt, was wiederum durch niedrige Fallzahlen bedingt ist. Unabhängig davon ergeben sich keine Hinweise darauf, dass der Mindestlohn zu einer Abnahme des Wunsches, mehr zu arbeiten, geführt haben könnte.

Nichtsdestotrotz könnte diese allgemeine Entwicklung verbergen, dass sich die der Ausübung einer Nebentätigkeit zugrundeliegenden Motive über die Zeit verändert haben, wenn man die potenziellen Unterschiede zwischen Gruppen von Erwerbstätigen berücksichtigt. Um dies genauer zu untersuchen, wird im Folgenden eine multivariate Regressionsanalyse durchgeführt, die den Einfluss möglicher Bestimmungsfaktoren für die Ausübung einer Nebentätigkeit quantifiziert. Diese Analyse wird, wie in der diesbezüglichen Literatur üblich (Heineck 2009), getrennt für Männer und Frauen durchgeführt. Um mögliche Effekte des gesetzlichen Mindestlohns beobachten zu können, werden die Regressionen getrennt nach Zeitperioden durchgeführt.

Für Männer zeigt sich zunächst, dass der Wunsch, mehr Stunden zu arbeiten, nicht signifikant mit der Ausübung einer Nebentätigkeit verbunden ist (Tab. 9.6). Hingegen steht der Wunsch, weniger Stunden zu arbeiten, in signifikantem Zusammenhang mit der Ausübung einer Nebentätigkeit. Möglicherweise wird eine Nebentätigkeit also ausgeübt, weil der Lohn der Haupttätigkeit nicht ausreicht, um den Lebensunterhalt zu bestreiten. Dies führt aber zu einer so hohen Arbeitszeit, dass der Wunsch nach weniger Arbeitsstunden wächst. Die Signifikanz dieses Ergebnisses ist für die Zeiträume 2014 sowie 2015-16 vorhanden, für 2017-18 nicht mehr.

Die Unzufriedenheit mit dem Haushaltseinkommen oder der Arbeit generell steht in keinem Zusammenhang mit der Ausübung einer Nebentätigkeit. Die Unzufriedenheit mit der Arbeitsplatzsicherheit ist sogar negativ mit der Ausübung einer Nebentätigkeit korreliert. Eine mögliche Erklärung hierfür ist, dass Personen, die ein Gefühl der Arbeitsplatzunsicherheit haben, sich auf ihre Haupttätigkeit konzentrieren, um die Sicherheit dieses Beschäftigungsverhältnisses zu erhöhen. Generell scheint das Motiv der Job-Diversifikation jedenfalls keine Rolle zu spielen. Zudem sind nur geringe Veränderungen über die Zeit zu beobachten.

Die Eigenschaften der Haupttätigkeit spielen bei Männern offenbar ebenfalls kaum eine Rolle für die Ausübung einer Nebentätigkeit. Der wichtigste Erklärungsfaktor bei den zu dieser Kategorie gehörigen Variablen ist, in der Haupttätigkeit teilzeitbeschäftigt zu sein. Hier besteht ein positiver Zusammenhang, d.h. Männer mit einer Teilzeitbeschäftigung haben eine höhere Wahrscheinlichkeit, einer Nebentätigkeit nachzugehen. Dies erscheint plausibel, da für diese Personengruppe die Stundenrestriktion durch den Haupteberwerb weniger bindend ist. Schließlich zeigt sich auch, dass Haushaltscharakteristika für Männer keine entscheidende Rolle bei der Entscheidung, eine Nebentätigkeit auszuüben, spielen.

Tab. 9.6: Logit-Modell zur Ausübung einer Nebentätigkeit (Männer)

	2014	2015 und 2016	2017 und 2018	2019
Arbeitszeitpräferenz				
Würde gerne mehr Stunden arbeiten	0,01 (0,01)	0,00 (0,01)	-0,01 (0,01)	–
Würde gerne weniger Stunden arbeiten	0,04* (0,02)	0,04*** (0,02)	0,01 (0,01)	–
Zufriedenheit				
Unzufrieden mit dem Haushaltseinkommen	0,01 (0,02)	-0,00 (0,01)	-0,00 (0,01)	0,02 (0,02)
Unzufrieden mit der Arbeit	-0,00 (0,02)	0,03* (0,02)	0,02 (0,02)	-0,00 (0,02)
Unzufrieden mit der Arbeitsplatzsicherheit	-0,01 (0,01)	-0,01** (0,01)	-0,02*** (0,01)	-0,02* (0,01)
Haupttätigkeit				
Log-Lohn	0,00 (0,01)	0,01 (0,01)	0,01 (0,01)	-0,01 (0,01)
Wöchentliche Arbeitszeit (in Std.)	0,00* (0,00)	-0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)
Überstunden	-0,01 (0,01)	0,02** (0,01)	0,01* (0,01)	0,02** (0,01)
Teilzeitbeschäftigt	0,12** (0,05)	0,04* (0,02)	0,13*** (0,04)	0,06* (0,03)
Befristeter Vertrag	0,02 (0,02)	0,00 (0,01)	0,01 (0,01)	0,02 (0,02)
Familienstand				
Verheiratet	0,01 (0,01)	0,00 (0,01)	-0,00 (0,01)	-0,00 (0,01)
Kind(er) im Haushalt	0,01 (0,01)	0,00 (0,01)	0,01 (0,01)	0,01 (0,01)
Soziodemografische Informationen				
Beschäftigungscharakteristika	ja	ja	ja	ja
Veränderung der Beschäftigung	ja	ja	ja	
Pseudo R ²	0,03	0,03	0,04	0,02
Beobachtungen	3.652	7.927	8.456	4.771

Quelle: SOEP.v36eu. – Anmerkungen: Marginale Effekte für Logit-Regressionen zur Ausübung einer Nebentätigkeit. Weitere Kontrollvariablen enthalten soziodemografische Charakteristika (Altersgruppen, Bildungsabschluss, Staatsangehörigkeit) sowie Beschäftigungscharakteristika (Firmengröße, Sektor und Berufsklassifikation) und Maße für Veränderungen der Beschäftigung (Berufs- und Stellenwechsel). Basierend auf der Längsschnittstichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3. Standardfehler in Klammern mit * $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$.

Die Gründe für die Ausübung einer Nebentätigkeit bei Frauen entsprechen bei der Arbeitszeitpräferenz und bei der Zufriedenheit denen der Männer (Tab. 9.7): Auch bei den Frauen ist der Wunsch, weniger Stunden zu arbeiten, signifikant mit der Ausübung einer Nebentätigkeit korreliert. Zudem steht die Unzufriedenheit mit der Arbeitsplatzsicherheit in einem negativen Zusammenhang mit der Ausübung einer Nebentätigkeit. Der Einfluss dieser Faktoren hat sich über die Zeit hinweg kaum geändert.

Hinsichtlich der Haupttätigkeit entspricht das Ergebnis der Frauen, dass eine Teilzeitbeschäftigung im Hauptjob in positivem Zusammenhang mit der Ausübung einer Nebentätigkeit steht, dem der Männer. Jedoch spielt der Lohn der Haupttätigkeit bei den Frauen eine wichtige Rolle: Frauen mit einem geringeren Lohn in der Haupttätigkeit weisen eine höhere Wahrscheinlichkeit auf, einer Nebentätigkeit nachzugehen. Dieses Ergebnis ändert sich über die Zeit kaum.

Tab. 9.7: Logit-Modell zur Ausübung einer Nebentätigkeit (Frauen)

	2014	2015 und 2016	2017 und 2018	2019
Arbeitszeitpräferenz				
Würde gerne mehr Stunden arbeiten	-0,01 (0,01)	0,00 (0,01)	0,00 (0,01)	–
Würde gerne weniger Stunden arbeiten	0,03** (0,01)	0,03*** (0,01)	0,05*** (0,01)	–
Zufriedenheit				
Unzufrieden mit dem Haushaltseinkommen	0,00 (0,02)	-0,01 (0,01)	0,00 (0,01)	0,01 (0,02)
Unzufrieden mit der Arbeit	0,02 (0,02)	0,00 (0,01)	-0,01 (0,01)	-0,02 (0,02)
Unzufrieden mit der Arbeitsplatzsicherheit	-0,01* (0,01)	-0,01** (0,01)	-0,02*** (0,01)	-0,02** (0,01)
Haupttätigkeit				
Log-Lohn	-0,03** (0,01)	-0,03*** (0,01)	-0,01 (0,01)	-0,05*** (0,01)
Wöchentliche Arbeitszeit (in Std.)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	-0,00* (0,00)
Überstunden	0,02** (0,01)	0,02*** (0,01)	0,00 (0,01)	0,00 (0,01)
Teilzeitbeschäftigt	0,04** (0,02)	0,02 (0,01)	0,04*** (0,01)	0,02 (0,02)
Befristeter Vertrag	0,00 (0,01)	0,00 (0,01)	0,01 (0,01)	0,02 (0,01)
Familienstand				
Verheiratet	0,04*** (0,01)	0,02** (0,01)	0,03*** (0,01)	0,04*** (0,01)
Kind(er) im Haushalt	-0,01 (0,01)	-0,02*** (0,01)	-0,03*** (0,01)	-0,03*** (0,01)
Soziodemografische Informationen				
Beschäftigungscharakteristika	ja	ja	ja	ja
Veränderung der Beschäftigung	ja	ja	ja	
Pseudo R ²	0,06	0,04	0,05	0,04
Beobachtungen	4.071	8.639	9.387	5.455

Quelle: SOEP.v36eu. – Anmerkungen: Marginale Effekte für Logit-Regressionen zur Ausübung einer Nebentätigkeit. Umfasst ausschließlich Frauen. Weitere Kontrollvariablen enthalten soziodemografische Charakteristika (Altersgruppen, Bildungsabschluss, Staatsangehörigkeit) sowie Beschäftigungscharakteristika (Firmengröße, Sektor und Berufsklassifikation) und Maße für Veränderungen der Beschäftigung (Berufs- und Stellenwechsel). Die Kategorien dieser Kontrollvariablen sind in Tab. A 2.2 und Tab. A 2.3 ausgewiesen. Basierend auf der Längsschnittstichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3. Standardfehler in Klammern mit * $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$.

Der größte Unterschied zu den Männern besteht aber darin, dass die Haushaltscharakteristika für Frauen offenbar ein bedeutender Bestimmungsfaktor für die Ausübung einer Nebentätigkeit sind. Verheiratete Frauen haben eine höhere Wahrscheinlichkeit, einer Nebentätigkeit nachzugehen, als unverheiratete Frauen. Hingegen sinkt die Wahrscheinlichkeit, dass eine Frau einer Nebentätigkeit nachgeht, wenn ein oder mehrere Kinder im Haushalt vorhanden sind. Dies wirkt

sich aller Wahrscheinlichkeit negativ auf das Zeitbudget aus, das Frauen für eine Nebentätigkeit verwenden können. Auch der Einfluss der Haushaltscharakteristika ist für Frauen über den Beobachtungszeitraum hinweg weitgehend konstant.

Um mögliche Auswirkungen des Mindestlohns abschätzen zu können, ist von besonderem Interesse, ob sich die Gründe für die Ausübung einer Nebentätigkeit für Personen mit einem Stundenlohn unter 10 Euro im Haupterwerb verändert haben. Daher wird die oben durchgeführte Schätzung separat für Frauen mit einer Haupttätigkeit mit Stundenlohn unter 10 Euro durchgeführt.⁴⁴ Die Ergebnisse zeigen generell wenig signifikante Zusammenhänge zwischen der Wahrscheinlichkeit, eine Nebentätigkeit auszuüben, einerseits und der Arbeitszeitpräferenz, den Zufriedenheitsvariablen, den Charakteristika der Haupttätigkeit und den Haushaltscharakteristika andererseits (siehe Tab. A 9.3 im Anhang). Dies ist zum Teil dadurch zu erklären, dass für diese Regression die Fallzahlen recht gering sind, sodass statistisch signifikante Zusammenhänge generell weniger wahrscheinlich sind.

Nichtsdestotrotz fällt auf, dass die Anwesenheit eines oder mehrerer Kinder, die für alle Frauen mit Haupttätigkeit deutlich negativ mit der Ausübung einer Nebentätigkeit korreliert war, für Frauen mit einer niedrig bezahlten Haupttätigkeit nicht signifikant ist. Zudem ist das Vorzeichen in drei der vier untersuchten Zeiträume positiv und nicht mehr negativ. Dies könnte darauf hindeuten, dass sich Frauen mit einem niedrigen Lohn in der Haupttätigkeit nicht in der Lage sehen, ihre Nebentätigkeit zu reduzieren, um mehr Zeit für die Kinderbetreuung zu haben.

9.4 Nebentätigkeiten: Kausalanalysen

Im Folgenden werden die Effekte des Mindestlohns auf die Ausübung einer Nebentätigkeit sowie auf das Lohnwachstum inklusive Nebentätigkeiten kausal analysiert. Dabei wird der individuelle Differenz-in-Differenzen-Ansatz verwendet, der in Kapitel 2.5 genauer erläutert wurde.

Hierbei handelt es sich um einen DiDiD-Ansatz, der den Effekt der Einführung und der Erhöhung des gesetzlichen Mindestlohns auf die Ergebnisvariablen durch einen Vergleich der betroffenen Gruppen mit den Behandlungs- und Kontrollgruppen identifiziert. Hierbei wird zwischen drei Behandlungsgruppen unterschieden: Behandlungsgruppe (BG) 1 weist einen Stundenlohn unter 8,50 Euro auf; Behandlungsgruppe 2 einen Stundenlohn zwischen 8,50 Euro und 8,84 Euro; Behandlungsgruppe 3 einen Stundenlohn zwischen 8,84 Euro und 9,19 Euro. Die gemessenen Effekte sind relativ zur Kontrollgruppe, d.h. zu Beschäftigten mit einem Lohn zwischen 9,19 Euro und 10 Euro, und relativ zum Referenzjahr, dem Lohnwachstum von 2013 auf 2014, zu interpretieren.

Die Ergebnisse zur Wahrscheinlichkeit eine Nebentätigkeit auszuüben, sind in Tab. 9.8 dargestellt. Hierbei stellen die drei Spalten jeweils die Ergebnisse einer separaten Schätzung dar. Diese Schätzungen unterscheiden sich dadurch, dass für die Schätzung in Spalte 2 soziodemografische Informationen und Beschäftigungscharakteristika als erklärende Variablen aufgenommen werden, in Spalte 3 noch zusätzlich die Veränderung in Beschäftigung.

Die Ergebnisse zeigen, dass Personen in Behandlungsgruppe 1, mit einem Stundenlohn unter 8,50 Euro in der Haupttätigkeit, eine deutlich höhere Wahrscheinlichkeit aufweisen, einer Nebentätigkeit nachzugehen, als die anderen Behandlungs- und Kontrollgruppen. Zudem ist für das Jahr 2018 eine erhöhte Wahrscheinlichkeit, einer Nebentätigkeit nachzugehen, zu erkennen.

⁴⁴ Aufgrund zu geringer Fallzahlen ist eine entsprechende Untersuchung für Männer nicht möglich.

Hingegen sind alle DiD-Koeffizienten, die die Effekte der Einführung des gesetzlichen Mindestlohns oder dessen Erhöhungen messen, insignifikant. Somit lassen sich für die Wahrscheinlichkeit, eine Nebentätigkeit auszuüben, keine Effekte des Mindestlohns nachweisen.

Tab. 9.8: Individueller DiD-Ansatz zur Ausübung einer Nebentätigkeit

	1	2	3
Konstante (KG: 9,19 bis unter 10 Euro)	5,49*** (0,88)	3,50** (1,39)	2,66 (1,72)
2013	0,72 (1,17)	0,75 (1,19)	1,12 (1,42)
2015	2,53** (1,26)	1,63 (1,24)	1,79 (1,45)
2016	2,32* (1,33)	1,81 (1,34)	1,11 (1,48)
2017	1,84 (1,32)	1,1 (1,30)	0,91 (1,49)
2018	3,27** (1,35)	2,77** (1,39)	3,65** (1,67)
2019	0,48 (1,29)	-0,25 (1,29)	–
BG 1: Unter 8,50 Euro	2,89*** (1,07)	2,74** (1,08)	3,35*** (1,29)
Placebo 2013	-1,73 (1,41)	-2,07 (1,42)	-3,40** (1,72)
DiD 2015	-0,86 (1,56)	-0,84 (1,53)	-1,67 (1,80)
DiD 2016	-0,8 (1,65)	-0,66 (1,67)	-0,73 (1,90)
DiD 2017	0,58 (1,67)	0,59 (1,65)	0,52 (1,93)
DiD 2018	-0,67 (1,75)	-0,98 (1,78)	-2,8 (2,18)
DiD 2019	2,67 (1,75)	1,8 (1,73)	–
BG 2: 8,50 bis unter 8,84 Euro	-0,53 (1,56)	-0,8 (1,50)	-1,13 (1,76)
Placebo 2013	-2,07 (2,04)	-1,77 (2,00)	-0,84 (2,47)
Placebo 2015	-1,87 (2,26)	0,66 (2,22)	1,33 (2,69)
Placebo 2016	-0,79 (2,38)	1,67 (2,40)	2,42 (2,71)
DiD 2017	-0,23 (2,39)	1,47 (2,36)	2,83 (2,82)
DiD 2018	-4,19* (2,21)	-1,06 (2,32)	-3,26 (2,63)
DiD 2019	0,09	0,18	–

	1	2	3
BG 3: 8,84 bis unter 9,19 Euro	(2,36)	(2,21)	
	0,71	-0,32	-1,77
	(2,30)	(2,18)	(2,15)
Placebo 2013	-0,45	-0,13	0,91
	(3,12)	(2,99)	(3,10)
Placebo 2015	-4,1	-2,44	-1,01
	(3,09)	(2,97)	(3,20)
Placebo 2016	1,42	3,35	3,7
	(3,48)	(3,57)	(3,65)
Placebo 2017	-1,01	-0,77	-0,14
	(3,18)	(3,03)	(3,08)
Placebo 2018	-1,78	-1,55	0,16
	(3,20)	(3,13)	(3,52)
DiD 2019	0,27	2,62	–
	(3,44)	(3,50)	
Soziodemografische Informationen		ja	ja
Beschäftigungscharakteristika		ja	ja
Veränderung der Beschäftigung			ja
Adj. R ²	0,01	0,04	0,04
Beobachtungen	19.139	16.737	11.094

Quelle: SOEP.v36eu.– Anmerkungen: OLS-Regressionsergebnisse für den individuellen DiD-Ansatz entsprechend Beschreibung in Kapitel 2.5. Alle Koeffizienten sind in Prozent ausgewiesen. Robuste Standardfehler in Klammern, auf Personenebene geclustert mit * $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$. Es werden keine Hochrechnungsfaktoren verwendet. Die Spalten unterscheiden sich durch die berücksichtigten Kontrollvariablen (1: keine; 2: soziodemografische und Beschäftigungscharakteristika; 3: zusätzlich Variablen zum Stellen- und Berufswechsel). Die Referenzgruppe in Spalte 3 ist männlich, verheiratet, hat keine Kinder unter 16 Jahren im Haushalt, arbeitet unbefristet in Vollzeit in einem technischen oder gleichrangigen nichttechnischen Beruf und in einer mittelgroßen Firma, hat ein mittleres Bildungsniveau, die deutsche Staatsangehörigkeit, wohnt in Westdeutschland und berichtet keinen Arbeitsplatz- und Berufswechsel. Die übrigen Kategorien der Kontrollvariablen sind in Tab. A 2.2 und Tab. A 2.3 ausgewiesen. Basierend auf der Längsschnittstichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3. Kontroll- sowie Behandlungsgruppen (KG, BG) werden entsprechend Kapitel 2.5 eingeteilt.

Trotz des Befunds, dass sich die Wahrscheinlichkeit, einer Nebentätigkeit nachzugehen, durch den gesetzlichen Mindestlohn offenbar nicht geändert hat, könnte es zu einer Veränderung des Lohns aufgrund der Nebentätigkeiten gekommen sein, wenn sich der Lohn der Nebentätigkeiten geändert hat. Daher replizieren wir im Folgenden die kausalanalytischen Untersuchungen des Monatslohns aus Kapitel 4.3. Im Gegensatz zu Kapitel 4.3 beinhalten die folgenden Analysen jedoch den Lohn aus den Nebentätigkeiten. Die zu erklärende Variable ist somit die logarithmierte jährliche Veränderung des tatsächlichen Monatslohns aus der Haupttätigkeit und aus den Nebentätigkeiten auf individueller Ebene. Diese entspricht dem jährlichen Lohnwachstum.

Die Ergebnisse der Analysen des Monatslohns inklusive des Lohns aus Nebentätigkeiten sind in Tab. 9.9 aufgeführt. Diese Ergebnisse entsprechen dem Bild, das sich bereits bei der Wahrscheinlichkeit, einer Nebentätigkeit nachzugehen, ergeben hat: Die Behandlungsgruppe mit einem Stundenlohn in der Haupttätigkeit unter 8,50 Euro weist ein deutlich höheres Lohnwachstum auf als die Behandlungs- und Kontrollgruppen. Für die Einführung oder die Erhöhungen des Mindestlohns sind anhand der DiDiD-Koeffizienten jedoch so gut wie keine Effekte auf den Monatslohn inklusive Nebentätigkeiten zu erkennen. Die Ergebnisse stehen daher auch im Einklang mit jenen

aus Kapitel 4.3, in dem ebenfalls so gut wie keine signifikanten Effekte des Mindestlohns auf den Monatslohn exklusive Lohn aus Nebentätigkeiten verzeichnet werden konnten.

Für Robustheitsanalysen wurden dieselben Resultate nochmal für eine Kontrollgruppe mit einem Lohn zwischen 9,19 Euro und 12 Euro generiert. Die Resultate befinden sich im Anhang (Tab. A 9.4 und Tab. A 9.5). Für das Ausüben einer Nebentätigkeit (Tab. A 9.4) bestätigen sich die Resultate aus Tab. 9.8. Personen mit einem Lohn unter 8,50 Euro haben eine signifikant höhere Wahrscheinlichkeit einem Nebenerwerb nachzugehen. Darüber hinaus kann man jedoch keine weiteren Effekte in den DiDiD-Koeffizienten erkennen, die sich auf den Einfluss des Mindestlohns zurückführen ließen. Dasselbe gilt für das Monatslohnwachstum (Tab. A 9.5). Die Behandlungsgruppe 1 weist ein höheres Lohnwachstum auf als die übrigen Behandlungs- und Kontrollgruppen. Für eine Auswirkung des Mindestlohns lassen sich jedoch nach wie vor keine Effekte finden.

Tab. 9.9: Individueller DiDiD-Ansatz zum Lohnwachstum inkl. Nebenerwerb

	1	2	3
Konstant (KG: 9,19 bis unter 10 Euro)	6,74*** (1,36)	7,55*** (1,83)	3,89** (1,82)
2012/2013	3,20 (2,05)	1,35 (1,93)	1,97 (1,96)
2014/2015	0,57 (1,99)	0,79 (1,83)	0,57 (1,88)
2015/2016	2,29 (1,92)	2,31 (1,76)	1,89 (1,79)
2016/2017	2,50 (1,99)	3,93** (1,91)	4,41** (1,92)
2017/2018	-0,07 (2,09)	3,40* (2,03)	3,09 (2,07)
2018/2019	2,45 (2,23)	2,43 (2,13)	1,05 (2,19)
BG 1: Unter 8,50 Euro	16,06*** (1,72)	11,85*** (1,65)	10,47*** (1,64)
Placebo 2012/2013	-4,99* (2,57)	-4,33* (2,50)	-4,24* (2,48)
DiDiD 2014/2015	0,89 (2,59)	0,27 (2,51)	0,43 (2,49)
DiDiD 2015/2016	-1,45 (2,50)	-2,25 (2,41)	-1,6 (2,37)
DiDiD 2016/2017	2,32 (2,66)	0,29 (2,66)	0,25 (2,62)
DiDiD 2017/2018	4,15 (2,71)	-1,17 (2,69)	-0,45 (2,67)
DiDiD 2018/2019	5,57* (2,92)	2,78 (2,94)	3,96 (2,91)
BG 2: 8,50 bis unter 8,84 Euro	3,47 (3,06)	1,52 (2,96)	0,45 (2,99)
Placebo 2012/2013	-7,08 (4,33)	-0,91 (4,02)	-0,87 (4,04)
Placebo 2014/2015	-2,78	-1,03	-1,11

	1	2	3
	(4,15)	(4,17)	(4,22)
Placebo 2015/2016	-4,87	-2,70	-0,72
	(4,16)	(4,04)	(4,09)
DiDiD 2016/2017	-1,31	-2,63	-1,68
	(4,09)	(3,99)	(3,95)
DiDiD 2017/2018	-1,53	-4,26	-3,77
	(4,11)	(4,11)	(4,13)
DiDiD 2018/2019	-2,77	1,34	1,25
	(4,63)	(4,80)	(4,66)
BG 3: 8,84 bis unter 9,19 Euro	-3,90	-2,43	-1,25
	(2,68)	(2,76)	(2,59)
Placebo 2012/2013	1,62	3,94	2,77
	(3,68)	(3,60)	(3,53)
Placebo 2014/2015	1,33	3,50	0,81
	(4,03)	(4,29)	(4,28)
Placebo 2015/2016	2,47	6,11*	4,16
	(3,62)	(3,65)	(3,56)
Placebo 2016/2017	5,1	2,85	1,44
	(4,12)	(4,02)	(4,05)
Placebo 2017/2018	5,00	1,60	0,64
	(4,02)	(3,95)	(3,90)
DiDiD 2018/2019	7,13	9,32**	8,11**
	(4,39)	(4,03)	(4,00)
Soziodemografische Charakteristika		ja	ja
Beschäftigungscharakteristika		ja	ja
Veränderung der Beschäftigung			ja
Adj. R ²	0,02	0,08	0,14
Beobachtungen	21.504	16.725	16.575

Quelle: SOEP.v36eu. – Anmerkungen: OLS-Regressionsergebnisse für den individuellen DiDiD-Ansatz entsprechend Beschreibung in Kapitel 2.5. Die abhängige Variable ist der logarithmierte Monatslohn (einschließlich Lohn aus Neben-erwerb). Alle Koeffizienten sind in Prozent ausgewiesen. Robuste Standardfehler in Klammern, auf Personenebene geclustert mit * $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$. Es werden keine Hochrechnungsfaktoren verwendet. Die Spalten unterscheiden sich durch die berücksichtigten Kontrollvariablen (1: keine; 2: soziodemografische und Beschäftigungscharakteristika; 3: zusätzlich Variablen zum Stellen- und Berufswechsel). Die Referenzgruppe in Spalte 3 ist männlich, verheiratet, hat keine Kinder unter 16 Jahren im Haushalt, arbeitet unbefristet in Vollzeit in einem technischen oder gleichrangigen nichttechnischen Beruf und in einer mittelgroßen Firma, hat ein mittleres Bildungsniveau, die deutsche Staatsangehörigkeit, wohnt in Westdeutschland und berichtet keinen Arbeitsplatz- und Berufswechsel. Die übrigen Kategorien der Kontrollvariablen sind in Tab. A 2.2 und Tab. A 2.3 ausgewiesen. Basierend auf der Längsschnittstichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3. Kontroll- sowie Behandlungsgruppen (KG, BG) werden entsprechend Kapitel 2.5 eingeteilt.

Zusammenfassung

Da der gesetzliche Mindestlohn die Stundenlöhne maßgeblich beeinflusst, könnte er auch den Anreiz, einer Nebentätigkeit nachzugehen, verändert haben. Insbesondere ist zu vermuten, dass ein höherer Lohn in der Haupttätigkeit die Notwendigkeit, einer Nebentätigkeit nachzugehen, reduziert. Daher befasst sich dieses Kapitel überwiegend mit der Ausübung einer Nebentätigkeit zusätzlich zu einer Haupttätigkeit. Die deskriptive Evidenz liefert hierfür jedoch keine Hinweise. Im Gegenteil, verschiedene Indikatoren (Anzahl der Personen, die eine Nebentätigkeit ausüben;

Anteil der Nebentätigkeiten am Gesamtlohn und an der Gesamtarbeitszeit) weisen eher darauf hin, dass die Bedeutung von Nebentätigkeiten seit 2014 gestiegen ist.

Eine Untersuchung der Gründe, eine Nebentätigkeit zusätzlich zu einer Haupttätigkeit auszuüben, liefert einige interessante Erkenntnisse. So scheint das finanzielle Motiv zu überwiegen, d.h. Nebentätigkeiten werden vor allem ausgeführt, um den Lohn aus der Haupttätigkeit zu ergänzen. Das Job-Diversifizierungsmotiv spielt offenbar nur eine untergeordnete Rolle, vor allem für die Personen mit niedrigem Lohn in der Haupttätigkeit. Auch bei den Gründen, eine Nebentätigkeit auszuüben, können jedoch keine bedeutenden Entwicklungen über die Zeit festgestellt werden, sodass auch hier der Mindestlohn offenbar kaum Auswirkungen zeigt.

Die Kausalanalysen zur Wahrscheinlichkeit, zusätzlich zur Haupttätigkeit eine Nebentätigkeit auszuüben, und zum Wachstum des Monatslohns inklusive des Lohns aus Nebentätigkeiten, bestätigen dieses Bild: Es lassen sich so gut wie keine Effekte des Mindestlohns auf diese Ergebnisgrößen konstatieren. Somit hat der Mindestlohn offenbar für Personen mit einer Haupttätigkeit weder die Bedeutung von Nebentätigkeiten noch die Gründe dafür, eine Nebentätigkeit auszuüben, maßgeblich beeinflusst.

10 Abschätzung und Auswirkungen Corona

10.1 Einleitung

Die Covid19-Pandemie hat seit Frühjahr 2020 enorme Auswirkungen auf den deutschen Arbeitsmarkt. Es ist zu erwarten, dass die Arbeitsmarktfolgen der Pandemie vor allem Personen mit geringen Qualifikationen und entsprechend geringen Arbeitsentgelten treffen. Dafür gibt es mehrere Gründe. Erstens können Personen mit geringem Einkommen wesentlich seltener in Telearbeit arbeiten. Ob Telearbeit möglich ist, richtet sich insbesondere nach den beruflichen Tätigkeiten (Alipour et al. 2020). Hierbei können Tätigkeiten, die geringe Qualifikationen erfordern, weniger gut in Telearbeit erbracht werden. Zweitens sind Personen mit geringen Qualifikationen eher von Kurzarbeit betroffen (Kruppe und Osiander 2020). Drittens sind benachteiligte Beschäftigtengruppen wie Geringqualifizierte häufig von Maßnahmen und Praktiken zur sozialen Distanzierung betroffen. Nach Pouliakas und Branka (2020) sind etwa 45 Millionen Arbeitsplätze auf dem EU-27-Arbeitsmarkt in hohem Maße von Unterbrechungen durch COVID-19 betroffen, dazu sind etwa ebenso viele einem erheblichen Risiko ausgesetzt. Die Risiken konzentrieren sich besonders auf gering- bis mittelqualifizierte Beschäftigte in den Dienstleistungen. Somit gehören Bezieherinnen und Bezieher des Mindestlohns zu den Gruppen, die besonders stark von der Corona-Pandemie betroffen sind. Es ist daher denkbar, dass es zu einer Wechselwirkung der Corona-Pandemie mit den Auswirkungen des gesetzlichen Mindestlohns kommt.

Die Corona-Pandemie birgt zudem Herausforderungen für die zukünftige Mindestlohnforschung. So könnte es sein, dass die Annahme parallel verlaufender Zeittrends zwischen unterschiedlichen Beschäftigtengruppen, die bei den verwendeten Differenz-von-Differenzen-Ansätzen eine wichtige Rolle spielt, infolge der Corona-Pandemie nicht mehr erfüllt ist. Hierbei spielt die unterschiedliche Betroffenheit von bestimmten Branchen und Berufen sowohl durch den Mindestlohn als auch durch die Corona-Pandemie möglicherweise eine wichtige Rolle dabei, die kausalen Wirkungen des Mindestlohns von den Folgen der Corona-Pandemie zu trennen.

Das vorliegende Kapitel verfolgt daher drei Ziele:

- 1) Entwicklung von Hypothesen zur Entwicklung von Löhnen und Arbeitszeiten vor dem Hintergrund der Corona-Pandemie.
- 2) Überprüfung dieser Hypothesen vor dem Hintergrund der vorliegenden Daten und Erkenntnissen der wissenschaftlichen Literatur.
- 3) Erörterung der Implikationen der festgestellten Entwicklungen für die künftige Mindestlohnforschung.

Die folgenden Unterkapitel widmen sich diesen Zielen.

10.2 Hypothesen zur Entwicklung von Löhnen und Arbeitszeiten vor dem Hintergrund der Corona-Pandemie

Löhne und Arbeitszeiten lassen sich anhand eines Matching-Modells des Arbeitsmarktes veranschaulichen, wobei drei grundlegende Faktoren die Ergebnisgrößen beeinflussen: Erstens die Arbeitsnachfrage, zweitens das Arbeitsangebot und drittens das Matching, also der Aufwand, mit dem suchende Arbeitskräfte eine Stelle finden bzw. mit dem eine offene Stelle durch eine Arbeitskraft besetzt werden kann. Bei allen Faktoren ist zwischen kurz- und langfristigen Effekten zu unterscheiden, da bestimmte Entwicklungen, die in der Pandemie zu beobachten waren, voraussichtlich relativ schnell wieder wettgemacht werden, wohingegen sich andere Entwicklungen vermutlich längerfristig auf den Arbeitsmarkt auswirken werden.

Im Zuge der Corona-Pandemie ist die Arbeitsnachfrage in bestimmten Wirtschaftszweigen stark eingebrochen. Gründe hierfür sind erstens Lockdown bzw. Kontaktbeschränkungen. Diese haben sich vor allem im Dienstleistungsbereich, und ganz besonders in der Gastronomie und im Tourismus negativ ausgewirkt. Jedoch ergibt sich durch die Pandemie ein Anstieg der Arbeitsnachfrage im Bereich des medizinischen Sektors und der Pharmabranche. Zweitens kam es im Zuge der Pandemie zu einer Disruption internationaler Lieferketten, was zu Materialmangel und dadurch zu einem Rückgang der Arbeitsnachfrage geführt hat, da die Beschäftigten keiner produktiven Tätigkeit nachgehen konnten. Die Arbeitsnachfrage ist daher generell stark rückläufig, unterscheidet sich aber deutlich nach Branchen. Somit ist auch die Betroffenheit der Mindestlohnbeschäftigten sehr unterschiedlich.

Auch beim Arbeitsangebot ist von einem Rückgang auszugehen. Dies lässt sich auf mehrere Faktoren zurückführen. Erstens wollen sich Personen vor einer Ansteckung schützen und vermeiden daher den Gang zu Arbeit, ggf. kommt es sogar zu einem Berufswechsel, da Berufe in Branchen wie der Gastronomie oder der Pflege deutlich unattraktiver geworden sind. Zweitens konnten vor allem in der Hochphase der Pandemie Arbeitskräfte ihre Arbeit nicht erreichen, was insbesondere für Arbeitskräfte aus dem Ausland galt. Hiervon waren die Gastronomie und die Landwirtschaft besonders stark betroffen. Somit ist auch hier von einem deutlichen Rückgang mit großen Unterschieden zwischen den Branchen auszugehen. Drittens könnten höhere Kinderbetreuungszeiten aufgrund des Ausfalls von Schulunterricht oder Kinderbetreuungseinrichtungen zu einem Rückgang des Arbeitsangebots geführt haben.

Letztlich hat die Pandemie das Matching auf dem Arbeitsmarkt beeinflusst. Hier ist vor allem die gestiegene Nutzung von Heimarbeit von Bedeutung. Diese ermöglicht es, dafür geeignete Tätigkeiten von zu Hause aus auszuführen, eine physische Präsenz am Arbeitsplatz ist nicht mehr zwingend erforderlich. Dies spart zum einen Pendelzeiten, zum anderen bedeutet es höhere Flexibilität hinsichtlich der Arbeitszeiten, was unter anderem die Vereinbarkeit von Familie und Beruf vereinfacht. Somit können Betriebe auf Arbeitskräfte in einem größeren regionalen Radius zurückgreifen, spiegelbildlich gilt dies für Arbeitskräfte, die eine Stelle suchen. Allerdings könnten Betrieben und Beschäftigte davon keinen Gebrauch machen, wenn sie erwarten, dass sich die Nutzung des Homeoffice nicht dauerhaft erhöht. Die Matching-Effizienz könnte sich aber auch vermindert haben, wenn die öffentliche (und private) Arbeitsvermittlung unter Pandemiebedingungen weniger effektiv ist (Kirchmann et al. 2021).

Das Zusammenspiel der skizzierten Veränderungen bei Arbeitsnachfrage, Arbeitsangebot und Matching lässt sich direkt auf die erwarteten Auswirkungen auf Löhne und Arbeitszeiten übertragen. Ein Rückgang von Arbeitsnachfrage und Arbeitsangebot in vielen Branchen bedeutet im neoklassischen Modell des Arbeitsmarktes, dass Beschäftigung und damit vermutlich auch die Arbeitszeiten zurückgehen.

Die Auswirkungen auf den Lohn sind hingegen aus theoretischer Sicht zunächst nicht eindeutig, da hier entscheidend ist, ob der Rückgang der Arbeitsnachfrage oder der Rückgang des Arbeitsangebots überwiegt. In Branchen wie der Kreativwirtschaft oder der Arbeitnehmerüberlassung dürfte der Nachfragerückgang deutlich dominieren. Aber auch in der Metall- und Elektroindustrie gab es teilweise einen betriebsbedingten Personalabbau, wobei der Einfluss der Pandemie oft nicht vom Einfluss anderer Faktoren zu trennen ist. Möglicherweise kommen die Einstiegslohne eher unter Druck als die Löhne im Bestand, weil dort die geänderten Knappheitsverhältnisse besonders spürbar sind. Wo das Arbeitsangebot zurückgeht, könnten knappheitsbedingt höhere

Lohnkosten auf die Unternehmen zukommen. In Bereichen, bei denen die Nachfrage zugenommen hat, könnte es jedoch auch Lohnerhöhungen gegeben haben, um Fachkräfte an den Betrieb zu binden oder sogar neue Fachkräfte zu gewinnen.

Bei den Lohnwirkungen ist stets in Rechnung zu stellen, dass Tarif- oder Mindestlöhne einen Rückgang verhindern können. Ferner wäre zu untersuchen, inwieweit freiwillige Zulagen und Sonderzahlungen möglicherweise gekürzt wurden oder ob die Steuerfreiheit für Corona-Sonderzahlungen in einer Höhe von 1.500 Euro die Arbeitgeber umgekehrt motiviert hat, höhere Sonderzahlungen zu gewähren.

Aus diesen Überlegungen ergeben sich die folgenden Hypothesen:

H1: In den meisten Branchen ist ein Rückgang der Arbeitszeit aufgrund von gesunkener Arbeitsnachfrage und gesunkenem Arbeitsangebot zu verzeichnen. In den Branchen und bei den Berufen, bei denen die Arbeitsnachfrage im Verhältnis zum Angebot zurückgegangen ist, ist zudem mit einem Druck auf die Löhne zu rechnen.

H2: Der Rückgang der Arbeitszeit und – wo dies zutrifft – der Löhne betrifft Niedriglohneempfänger recht stark, insbesondere in der Gastronomie und sonstigen Dienstleistungen.

H3: Der Rückgang bei Löhnen und Arbeitszeiten ist überwiegend temporär, da die zugrundeliegenden Faktoren temporär sind.

H4: Insbesondere bei einer anhaltenden Gefahr einer Fortsetzung der Pandemie wird das Arbeitsangebot in bestimmten Branchen dauerhaft niedriger bleiben, was zu steigenden Löhnen und steigenden Arbeitszeiten führt.

Die ersten drei Hypothesen können auf Basis der vorliegenden Literatur bereits vorläufig geprüft werden, während zur vierten Hypothese noch keine Evidenz vorliegt.

10.3 Empirische Evidenz und Erkenntnisse aus der wissenschaftlichen Literatur

Der Rückgang der Arbeitszeiten in der Pandemie gemäß Hypothese 1 ist durch eine Vielzahl wissenschaftlicher Studien verbürgt. Dies liegt insbesondere daran, dass Arbeitszeitverkürzungen durch die Bundesagentur für Arbeit in Form von Kurzarbeit finanziell gefördert wurden. Als Modell war dabei „Kurzarbeit Null“ verbreitet. In einer Befragung des IZA (Bonin et al. 2021) gab im Februar 2021 etwa ein Viertel der Beschäftigten in Kurzarbeit an, ihre reguläre Arbeitszeit vollständig zurückgefahren zu haben. Alle Beschäftigten in Kurzarbeit zusammengenommen haben ihre Arbeitszeit in der ersten Pandemiewelle durchschnittlich um etwa 40 % reduziert (Schleiermacher und Stettes 2020). In der Metall- und Elektroindustrie war die Arbeitszeitverkürzung in der ersten Pandemiewelle besonders stark ausgeprägt. Hier wurde die Arbeitszeit im April 2020 um etwa 67 % reduziert (Gesamtmetall 2020), im Mai und Juni um knapp 50 %, im Oktober um 23 % und im Januar 2021 um 35 % (Gesamtmetall 2021).

Neben Kurzarbeit kamen noch weitere Anpassungsmechanismen der Arbeitszeit zum Tragen, insbesondere der Abbau von Überstunden und die Nutzung von Arbeitszeitkonten. Nach einer Studie von Kantar (2020) wurden in 30 % der Unternehmen im April 2020 Zeitguthaben abgebaut oder Minusstunden aufgebaut. Die Daten des Deutschen Alterssurveys (Engstler et al. 2020), die sich nur auf Personen ab 46 Jahren beziehen, zeigen, dass im Juni/Juli 2020 ein Fünftel der abhängig Beschäftigten Arbeitszeitguthaben und Überstunden abgebaut hat. Diese Ergebnisse sind konsistent mit Ergebnissen des Linked Personnel Panels, wonach mehr als die Hälfte der Befragten während der ersten Welle der Pandemie Urlaubs- oder Arbeitszeitguthaben abgebaut haben (Frodermann et al. 2020).

Insgesamt summierten sich diese Arbeitsanpassungen zu substantziellen Reduktionen des durchschnittlichen Stundenvolumens. So hat laut Adams-Prassl et al. (2020) und Schröder et al. (2020a) die Arbeitszeit im Durchschnitt aller Beschäftigten um etwa vier Stunden pro Woche abgenommen. Die Auswirkungen der Pandemie auf die Entgelte sind dagegen derzeit noch nicht ausreichend erforscht (Boockmann et al. 2021, S. 131).

Hypothese 2, wonach Niedriglohnbeziehende besonders stark von Arbeitszeitverkürzungen betroffen sind, kann anhand der empirischen Literatur als bestätigt gelten. Dies ist vor allem ein Resultat der größeren Betroffenheit der Niedriglohnbranchen von der Corona-Pandemie. So zeigen die Ergebnisse der HBS-Erwerbstätigenbefragung des WSI, dass das Gastgewerbe mit 45 % der Beschäftigten im Juni 2020 von allen Branchen am stärksten von Kurzarbeit betroffen war; im November 2020 lag dieser Wert mit 50 % sogar noch höher (Pusch und Seifert 2020). Nach Holst et al. (2020) waren sogar 70 % der Beschäftigten im Gastgewerbe von Kurzarbeit betroffen. Solche Ergebnisse sind aufgrund der Nicht-Zufallsstichproben allerdings mit Vorsicht zu interpretieren.

Die Mannheimer Corona-Studie zeigt, dass Menschen mit geringem Einkommen und niedriger Bildung häufiger von Kurzarbeit betroffen sind. Danach waren im April 2020 Beschäftigte mit einem Einkommen zwischen 1.000 Euro und 2.500 Euro mit 14 % am stärksten von Kurzarbeit betroffen, während es unterhalb bzw. oberhalb dieser Schwellen nur 6 % bzw. 7 % waren. Von den Beschäftigten mit niedriger Schulbildung waren 15 % in Kurzarbeit, aber nur 11 % der Beschäftigten mit mittlerer Schulbildung und 7 % der Beschäftigten mit hoher Schulbildung (Möhring et al. 2020). Andere Studien wie z.B. Bonin et al. (2021) bestätigen diesen Zusammenhang. Betrachtet man die Arbeitszeit für alle Beschäftigten, so ist bei niedrigem Bildungsniveau eine Abnahme von acht Stunden festzustellen, während es bei allen Beschäftigten zusammen nur vier Stunden sind (Schröder et al. 2020a).

Auch eine Betriebsbefragung durch IAB und BAuA kommt zu dem Ergebnis, dass die Corona-Pandemie sich besonders stark im Mindestlohnbereich ausgewirkt hat. Laut der Befragung „Betriebe in der Covid19-Krise“ waren Mindestlohnbetriebe, d.h. Betriebe, die mindestens einen Beschäftigten am Mindestlohn entlohnen, häufiger durch die Pandemie betroffen als andere Betriebe, setzten häufiger Kurzarbeit ein, reduzierten das Arbeitsvolumen häufiger durch den Abbau von Überstunden, und gestalteten Lohnerhöhungen und Sonderzahlungen moderater bzw. setzten diese ganz aus (Kagerl und Ohlert 2021).

Die beschriebenen Änderungen der Arbeitszeit folgen dem Pandemieverlauf und sind somit gemäß Hypothese 3 als kurzfristig und vorübergehend einzustufen. Die Zahlen der Bundesagentur für Arbeit (2021) zeigen, dass schon im März 2020 gut 3 Mio. Beschäftigte Kurzarbeitergeld erhielten; diese Zahl verdoppelte sich im April 2020 auf knapp 6 Mio. Beschäftigte. Danach setzte ein allmählicher Rückgang ein, der bis zum Oktober 2020 zu gut 2 Mio. Beschäftigten in Kurzarbeit führte. Im Februar 2021 war diese Zahl wieder auf knapp 3,8 Mio. Beschäftigte gewachsen. Dieser Verlauf spiegelt sich auch in den empirischen Studien wider, die in der Literaturanalyse von Boockmann et al. (2021, Abbildung 5) aufgeführt werden. Dabei zeigen sich aber auch Sonderentwicklungen je nach Betroffenheit der Branche, so hat die zweite Welle der Corona-Pandemie im Gastgewerbe schon im November 2020 wieder zu einem erheblichen Anstieg der Kurzarbeit geführt (Pusch und Seifert 2020).

10.4 Implikationen für die künftige Mindestlohnforschung

Der Wirkungszusammenhang zwischen Mindestlohn und Corona-Pandemie wirft eine Reihe von Forschungsfragen auf, die in der künftigen Mindestlohnforschung berücksichtigt werden sollten. Eine wesentliche Frage ist dabei, ob und zu welchem Grad der gesetzliche Mindestlohn während der Pandemie vor einem Rückgang der Löhne geschützt hat. Ist es gelungen, in den Bereichen, in denen die Arbeitsnachfrage relativ zum Arbeitsangebot stark zurückgegangen ist, Lohndruck nach unten abzuwehren und den sozialen Schutz aufrechtzuerhalten?

Im Anschluss an diese Frage ist zu untersuchen, welche Auswirkungen der Mindestlohn dort, wo die Arbeitsnachfrage zurückgegangen ist, auf die Mengenanpassungen bei Arbeitszeit und Beschäftigung hatten. Haben der Rückgang der Arbeitszeit und die starke Inanspruchnahme von Kurzarbeit in bestimmten Bereichen (Gastronomie) auch damit zu tun, dass sich die Löhne nicht nach unten anpassen konnten? Ist die Reduktion der geringfügigen Beschäftigung in der Krise auch auf die untere Lohngrenze durch den Mindestlohn zurückzuführen? Hat der Mindestlohn insofern die Bewältigung der Krise in Teilbereichen der Wirtschaft erschwert? Oder hat er darauf hingewirkt, dass das Arbeitsangebot während der Krise nachgehalten wurde und insofern die Bewältigung der Krise erleichtert?

Neben der Frage, wie der Mindestlohn in der Bewältigung der Pandemiekrise gewirkt hat, sollte auch analysiert werden, wie die möglichen strukturellen und längerfristigen Konsequenzen der Pandemie für die Arbeitswelt die Wirkungen des Mindestlohns beeinflussen. Bei den Auswirkungen der Pandemie auf die Arbeitsgestaltung ist dabei die künftig möglicherweise erhöhte Nutzung von Telearbeit zu berücksichtigen. Hier stellen sich – neben Themen wie der Entgrenzung von Arbeit, der internen Führungskultur sowie der betrieblichen Mitbestimmung – erhebliche Herausforderungen bei der Zeiterfassung und damit bei der Kontrolle der Einhaltung des Mindestlohns. Dabei ist zu berücksichtigen, für welche Gruppen von Beschäftigten die Arbeit von zu Hause aus künftig verstärkt möglich sein wird.

Ferner sind Veränderungen der Tätigkeiten und der Arbeitsmittel durch die Pandemie zu betrachten. So könnte die Pandemie als Digitalisierungstreiber gewirkt haben. Dies könnte längerfristig zu einer Verdrängung geringqualifizierter Arbeit führen und damit den Anteil der vom Mindestlohn betroffenen Beschäftigungsverhältnisse reduzieren. Möglicherweise führt es aber auch dazu, dass Arbeitskräfte in den Niedriglohnssektor ausweichen und z.B. Dienstleistungen ausüben, die sich nicht digitalisieren lassen.

Auf der Angebotsseite könnte es zu einem Rückzug der Beschäftigung aus manchen Branchen kommen, beispielweise bei den geringfügig Beschäftigten im Gastgewerbe. Ferner lässt sich beobachten, dass Migrantinnen und Migranten während der Pandemie teilweise in ihre Herkunftsländer zurückgewandert sind, oder Saisonarbeitskräfte kamen nicht nach Deutschland. Hier ist die Frage, ob es sich um dauerhafte Änderungen handelt, die z.B. dazu führen, dass auch künftig eine geringere Zuwanderung von Fachkräften stattfinden wird.

Unter methodischen Aspekten ist vor allem die Nutzung neuer Datenquellen für die Mindestlohnforschung sinnvoll. Dies gilt besonders für die zukünftige Nutzung des SOEP-CoV, aber z. B. auch für die Hochfrequenzdaten des IAB. Während der Pandemie ist durch unterschiedliche wissenschaftliche Einrichtungen, aber auch durch Kammern und Verbände eine Vielzahl von Befragungen von Beschäftigten und Betrieben vorgenommen worden (siehe die Auflistungen in Boockmann et al. 2021). Ihr Potenzial für die Analyse der oben aufgeworfenen Fragen muss künftig noch genauer analysiert werden.

Letztlich stellt sich im methodischen Bereich die Frage, inwiefern bei den Kausalanalysen künftig von einem gemeinsamen Trend von Behandlungs- und Kontrollgruppe ausgegangen werden kann, der für die Identifizierung eines kausalen Effekts notwendig ist. Aufgrund der oben beschriebenen Unterschiede in der Betroffenheit durch die Pandemie zwischen Beschäftigten im Mindestlohnbereich und darüber ist die Annahme eines gemeinsamen Trends vermutlich nicht mehr im selben Maße gegeben wie in der Vergangenheit. Somit ist der Auswahl geeigneter Kontrollgruppen zukünftig noch mehr Aufmerksamkeit zu schenken als in kausalen Studien zum Mindestlohn, die den Zeitraum vor der Pandemie analysieren.

11 Zusammenfassung und Ausblick

11.1 Zusammenfassung

Die vorliegende Studie liefert deskriptive und kausale Evidenz zu Mindestlohneffekten in Bezug auf die Ergebnisgrößen Stundenlöhne, Monatslöhne, Lohnungleichheit, Lohnmobilität, Arbeitszeit – inklusive Arbeitsvolumen, Pausenregelungen, Mehrarbeit und Arbeitszeiterfassung – und Nebentätigkeiten. Zudem werden die Auswirkungen der Corona-Pandemie auf Beschäftigte im Mindestlohnbereich abgeschätzt. Die deskriptive Evidenz hinsichtlich Löhnen und Arbeitszeit beruht auf den Datensätzen der Verdienststrukturerhebung bzw. der Verdiensterhebung (VSE/VE) und dem Sozio-oekonomischen Panel (SOEP). Die Kausalanalysen werden aufgrund der Beschaffenheit der Datensätze ausschließlich anhand der SOEP-Daten durchgeführt.

Die **deskriptiven Analysen der Stundenlöhne** zeigen, dass es nach der Einführung des Mindestlohns im Jahr 2015 bzw. den Erhöhungen 2017 und 2019 jeweils zu einem Wachstum des durchschnittlichen Stundenlohns im unteren Lohnbereich gekommen ist. Dies ist sowohl für die Stundenlöhne im SOEP als auch in der VSE/VE zu beobachten, wobei die Anstiege in der VSE/VE stärker ausfallen als im SOEP und in der VSE/VE nach der Mindestlohneinführung noch höher ausfallen als nach den folgenden Mindestlohnerhöhungen. Die Änderungen sind außerdem etwas größer in Ostdeutschland. Zudem lassen sich in der VSE/VE insbesondere für Minijobs, die typischerweise niedrige Stundenlöhne aufweisen, Anstiege der Stundenlöhne erkennen.

Der Anteil an Beschäftigten, die weiterhin unterhalb des Mindestlohns entlohnt werden, ist für diese Gruppe, aber auch für sozialversicherungspflichtig Beschäftigte, in den Daten des SOEP höher als in der VSE/VE. Der Vergleich der Lohnverteilungen von VSE und der VE deutet zudem darauf hin, dass Betriebe im Niedriglohnbereich häufiger an den VE teilnehmen. Dies schlägt sich auch in höheren *non-compliance*-Raten der VE 2017 und 2019 im Vergleich zur VSE 2018 nieder. Theoretische Überlegungen, die Daten der VE in Bezug auf den Mindestlohn könnten nicht aussagekräftig sein, weil Unternehmen, welche die Mindestlöhne nicht einhalten, eine Teilnahme vermeiden, bestätigen sich vor diesem Hintergrund nicht.

Die **Kausalanalysen für Stundenlöhne** bestätigen die Richtung der deskriptiven Befunde zur Entwicklung der Stundenlöhne im Rahmen von Mindestlohn-Einführung und -Erhöhungen unter Verwendung eines individuellen DiDiD-Ansatzes. Die Koeffizienten des Regressionsmodells sind größtenteils positiv, jedoch klein und oftmals statistisch insignifikant und/oder durch eine verletzte Annahme des Modells nur eingeschränkt kausal interpretierbar. Daher können die beobachteten Erhöhungen der Stundenlöhne nur in einzelnen Analysen für 2018 und 2019 kausal auf den Mindestlohn zurückgeführt werden.

Für Beschäftigte mit Stundenlöhnen von weniger als 8,50 Euro sind die Koeffizienten des Regressionsmodells am größten – hier liegt das jährliche Lohnwachstum von vertraglichen Stundenlöhnen 2,4 bis 5,6 Prozentpunkte oberhalb des Wachstums der Kontrollgruppe, die Stundenlöhne von knapp unterhalb von 10 Euro aufweist. Die positiven Koeffizienten setzen sich dabei bis an den aktuellen Datenrand, also das Jahr 2019, fort. Dies gilt auch für Beschäftigte mit Stundenlöhnen zwischen 8,50 Euro und 8,84 Euro, die direkt von der Mindestlohnerhöhung 2017 betroffen waren. Allerdings sind die Koeffizienten für diese Gruppe kleiner als für die unterste Lohngruppe. Für Beschäftigte mit Löhnen knapp unterhalb von 9,19 Euro können bei den vertraglichen Stundenlöhnen keine positiven Auswirkungen der zweiten Mindestlohnerhöhung 2019 nachgewiesen werden. Für Stundenlöhne auf Basis tatsächlicher Arbeitszeiten zeigen sich für diese Gruppe jedoch statistisch signifikante, d.h. kausale Auswirkungen: das Lohnwachstum im Jahr 2019 liegt hier 6,9 Prozentpunkte höher als das in der Kontrollgruppe mit Löhnen knapp unterhalb von

10 Euro. Insgesamt ergibt die Analyse der Mindestlohn-Erhöhungen somit wenig Evidenz für kausale Effekte des Mindestlohns auf Stundenlöhne. Aufgrund der Größe und des Vorzeichens der Koeffizienten ergibt sich jedoch ein konsistentes Muster dahingehend, dass von den Mindestlohnerhöhungen insbesondere Beschäftigte profitierten, die schon bei vorherigen Erhöhungen höhere Löhne hätten bekommen müssen. Die Ergebnisse der Kausalanalysen sind weitgehend robust gegenüber Änderungen der Kontrollgruppe, z.B. durch die Nutzung einer höheren oder dynamischen Lohnobergrenze. Im Vergleich zu früheren Studien fallen die Effekte insbesondere für den Zeitraum der Einführung des Mindestlohns weniger deutlich aus, was sich aus Veränderungen der Stichprobenabgrenzung und der Methodik ergibt (siehe Kapitel 3.4). Allerdings geben die Koeffizienten in der aktuellen Studie Hinweise darauf, dass Beschäftigte im untersten Lohnsegment, die auch nach 2015 Stundenlöhne unterhalb des ersten Mindestlohns erhielten, zumindest in den Folgejahren im Rahmen der Mindestlohnerhöhungen 2017 und 2019 von Lohnerhöhungen profitierten.

Die Heterogenitätsanalysen der kausalen Untersuchungen für einzelne Gruppen von Beschäftigten bestätigen die deskriptiven Befunde nur eingeschränkt und zeigen keine statistisch signifikanten Effekte für diese Teilgruppen. So sind die Koeffizienten für Löhne in Minijobs insignifikant und nicht durchgängig positiv. Allerdings kann dies teilweise auf die geringen zugrundeliegenden Fallzahlen zurückzuführen sein. Die (nicht signifikanten) Koeffizienten deuten darauf hin, dass die Einführung des Mindestlohns eher für Frauen, die Erhöhungen des Mindestlohns eher für Männer positive Auswirkungen gehabt haben könnten. Ähnliche (statistisch nicht signifikante) Hinweise ergeben sich für positivere Auswirkungen in Ostdeutschland als in Westdeutschland.

Die Untersuchung von **direkt abgefragten Stundenlöhnen im SOEP** trägt dazu bei, das Ausmaß von Messfehlern, die bei der Berechnung von Stundenlöhnen aus abgefragten Monatslöhnen und gearbeiteten Stunden entstehen, im Niedriglohnbereich darzustellen. Zwar tauchen sowohl positive als auch negative Abweichungen zwischen berechneten und abgefragten Löhnen auf, die *non-compliance*-Raten sind bezogen auf direkt abgefragte Löhne jedoch geringer als für berechnete Löhne. Regressionsanalysen mit soziodemografischen Charakteristika sowie Beschäftigungscharakteristika zeigen zudem, dass die Messfehler nicht einheitlich über die Gesamtheit der mindestlohnberechtigten Beschäftigten verteilt sind. Beispielsweise sind die Unterschiede zwischen berechneten und abgefragten Löhnen für Frauen weniger ausgeprägt als für Männer. Weitere Differenzen zeigen sich in Bezug auf Bildungsabschlüsse, Regionen (Ost/West), für Minijobs und für einzelne Berufsgruppen.

Auch für **Monatslöhne** sind Erhöhungen im Zeitverlauf erkennbar, die bei den deskriptiven Analysen prozentual ähnlich zu den Stundenlohnerhöhungen ausfallen. Sie erfolgen bei den Monatslöhnen ebenfalls vor allem im unteren Bereich der Stundenlohnverteilung und sind in Ostdeutschland besonders ausgeprägt.

In den Kausalanalysen zeigt sich im Vergleich zu den Stundenlöhnen ein weniger eindeutiges Bild. Die Koeffizienten sind für die von der Mindestlohneinführung und der zweiten Erhöhung direkt betroffenen Gruppen teils positiv und teils negativ, insgesamt jedoch klein und insignifikant. Für Monatslöhne gibt es daher keine Evidenz für positive kausale Effekte infolge der Einführung bzw. Erhöhungen des Mindestlohns. Auch die Heterogenitätsanalysen zeigen keine eindeutigen kausalen Effekte für einzelne betrachtete Gruppen.

Entsprechend der Befunde zu Stunden- und Monatslöhnen, die teilweise ein moderates Wachstum im unteren Bereich der Lohnverteilung zeigen, hat die **Lohnungleichheit** nach der Einführung des Mindestlohns abgenommen. Dies ergeben sowohl die gesonderten deskriptiven Analy-

sen zu einzelnen Abschnitten der Lohnverteilung als auch die kausalen Analysen, die im Gegensatz zu den Kausalanalysen für Stunden- und Monatslöhne allerdings keinen individuellen, sondern einen regionalen DiD-Ansatz verwenden. Teilweise ist die Interpretation der Ergebnisse als kausale Effekte durch eine Verletzung der zugrunde liegenden Annahmen allerdings auch für diese Analysen eingeschränkt. Zusammen genommen bestätigen jedoch auch die Ungleichheitsanalysen, dass die Mindestlohneffekte auf Stundenlöhne größer waren als auf Monatslöhne. Die Varianz der Löhne hat jedoch insgesamt sowohl für die Stunden- als auch für die Monatslöhne abgenommen.

Bei der Betrachtung der **Lohnmobilität** – definiert als die Wahrscheinlichkeit, von einem bestimmten Segment der Lohnverteilung in ein anderes Segment zu wechseln – zeigt die deskriptive Evidenz, dass es in den Jahren nach Einführung des Mindestlohns einen Anstieg der Mobilität im unteren Lohnsegment gab. Dieser spiegelt sich darin wider, dass für viele Beschäftigte die Korrelation der Rangposition innerhalb der Lohnverteilung von einem Jahr zum Folgejahr abnimmt, was mit einer höheren Varianz der Rangwechsel einher geht. Diese Beobachtungen werden von den Ergebnissen aus kausalen Analysen unterstützt, welche einen positiven Effekt des Mindestlohns auf die Gesamt- und Aufwärtsmobilität finden. Die Effekte lassen sich darauf zurückführen, dass Stundenlöhne, die zuvor unterhalb des Mindestlohns lagen, auf Höhe des Mindestlohns angehoben wurden und die Beschäftigten dadurch eine Aufwärtsmobilität erfahren. Eine Reduktion der Abwärtsmobilität ist hingegen nicht zu erkennen.

Die deskriptiven Analysen der **Arbeitszeit** liefern Hinweise auf Mindestlohneffekte, die jedoch relativ klein ausfallen. Ein Vergleich der Regionen mit unterschiedlicher Betroffenheit durch den Mindestlohn (Kaitz-Gruppen) zeigt, dass sich die durchschnittlichen Arbeitszeiten in den verschiedenen Regionen zum Ende des Beobachtungszeitraums einander lediglich leicht annähern. Das bedeutet, dass die Arbeitszeit in stark vom Mindestlohn betroffenen Regionen etwas stärker gesunken ist als in den weniger stark betroffenen Regionen.

Die Kausalanalysen zur Arbeitszeit weisen ebenfalls auf geringe negative Auswirkungen des Mindestlohns sowohl auf die vertraglich vereinbarte als auch auf die tatsächliche Arbeitszeit hin. Dabei gehen die tatsächlichen Arbeitszeiten tendenziell stärker zurück als die vertraglich vereinbarten, was sich aber über den Gesamtzeitraum von 2014 bis 2019 nicht kausal nachweisen lässt. Der Rückgang der Arbeitszeit konzentriert sich generell auf wenige Beschäftigtengruppen: Er ist stärker für Midijobs sowie für Teilzeitbeschäftigte und zeigt sich im Übrigen vor allem bei Personen, deren Verdienst in den untersten 40 Prozent der Verteilung des Monatslohns liegt. Mittelfristig und durch die Mindestlohnerhöhungen zeigen sich geringfügig stärker rückläufige Arbeitszeiten. Der Mindestlohneffekt auf Arbeitszeiten ist überwiegend robust. Wird allerdings ein individueller Schätzansatz angewendet, lassen sich keine signifikanten Effekte finden.

Bei den **Pausenregelungen** lassen sich insgesamt keine Anzeichen dafür finden, dass im Zuge der Mindestlohneinführung oder dessen erster Erhöhung Pausenansprüche zurückgegangen sind. Darüber hinaus ist auch kein eindeutiger Zusammenhang zwischen der Einführung bzw. ersten Erhöhung des Mindestlohns und der Inanspruchnahme von Arbeitspausen erkennbar. Dies gilt auch für die Differenz zwischen der zustehenden und der in Anspruch genommenen Dauer einer Arbeitspause. Es ist also im Zuge des Mindestlohns nicht dazu gekommen, dass vermehrt zustehende Arbeitspausen nicht oder nicht vollständig in Anspruch genommen wurden. Allerdings zeigt sich bei geringfügig Beschäftigten zunächst nach Einführung des Mindestlohnes ein deutliches Absinken des Anteils der Personen, die angeben, Anspruch auf eine Arbeitspause zu haben.

In der Gruppe der Personen, die über dem geltenden Mindestlohn entlohnt werden, ist die **Arbeitszeiterfassung** etwas weiter verbreitet als in der Gruppe der Personen mit einem

niedrigeren Verdienst. Zudem findet die Erfassung in der erstgenannten Gruppe häufiger systematisch statt, während die Arbeitszeit in der zweitgenannten Gruppe eher von Hand erfasst wird. In Beschäftigungsverhältnissen, für die eine Arbeitszeiterfassung verpflichtend ist, findet diese weder häufiger noch seltener statt als in Beschäftigungsverhältnissen, bei denen diese Pflicht nicht besteht. Allerdings zeigt sich, dass die Arbeitszeit häufiger erfasst wird, wenn für ein Beschäftigungsverhältnis kein monatliches Entgelt, sondern ein Stundenlohn vereinbart wurde. Dies gilt auch für geringfügig Beschäftigte. Deskriptiv lässt sich außerdem zeigen, dass Mehrarbeit eher dann geleistet wird, wenn die Arbeitszeit nicht erfasst wird.

Eine deskriptive Betrachtung der **Mehrarbeit** zeigt keinen eindeutigen Effekt der Einführung oder der Erhöhungen des Mindestlohns, auch dann nicht, wenn Subgruppen (z.B. Männer und Frauen) separat analysiert werden. Dies spiegelt sich auch in den Kausalanalysen wider, die keine eindeutigen signifikanten Effekte des Mindestlohns auf die Mehrarbeit erkennen lassen. Die deskriptiven Darstellungen zeigen jedoch, dass sich die Abgeltung der Mehrarbeit teilweise deutlich zwischen Personen mit einem Stundenlohn unterhalb oder in Höhe des jeweils geltenden Mindestlohns und Personen mit einer höheren Entlohnung unterscheidet. So bekommt ein geringerer Anteil der Personen mit einem Stundenlohn oberhalb des Mindestlohns Überstunden bezahlt als dies bei Personen mit einem niedrigeren Verdienst der Fall ist. Eine eingehendere Analyse der Rolle der Mehrarbeit erscheint vor diesem Hintergrund lohnend, da die bisherige Datenlage eingeschränkt ist. Allerdings ist unklar, inwiefern sich dies in Zukunft verbessert.

Bei den Analysen der **Nebentätigkeiten** stand im Zentrum des Interesses, ob Personen mit einer mindestlohnrelevanten Haupttätigkeit einer zusätzlichen Beschäftigung nachgehen. Hier hätte man nach Einführung und nach Erhöhungen des Mindestlohns einen Rückgang vermuten können. Dies ist jedoch nicht der Fall, im Gegenteil: verschiedene deskriptive Indikatoren, die die Bedeutung der Nebentätigkeiten abbilden, zeigen im Untersuchungszeitraum eher einen Anstieg. Die Kausalanalysen ergeben keine Effekte des Mindestlohns auf die Ausübung von Nebentätigkeiten. Dies ist konsistent mit dem Ergebnis, dass sich die Gründe für die Ausübung einer Nebentätigkeit über die Zeit kaum geändert haben. Das Motiv des Hinzuverdiensts zur Haupttätigkeit spielt auch nach Einführung und Erhöhungen des Mindestlohns eine wichtige Rolle.

Die Auswirkungen der **Corona-Pandemie** auf die Beschäftigten im Mindestlohnbereich wurden mithilfe theoretischer Überlegungen und der vorhandenen Evidenz diskutiert. Vorliegende Studien zeigen, dass es während der Corona-Pandemie zu starken Arbeitszeitverkürzungen kam. Die Auswirkungen auf die Löhne sind hingegen noch kaum erforscht. Zudem wird deutlich, dass die Arbeitszeitverkürzungen vor allem Beschäftigte im Niedriglohnbereich betrafen, da diese besonders häufig in von der Pandemie stark betroffenen Wirtschaftszweigen tätig sind. Der Großteil der Arbeitszeitverkürzungen, z.B. durch Kurzarbeit, sind voraussichtlich von kurzfristiger Natur.

11.2 Ausblick und Forschungsperspektiven

Beim Vergleich von VSE und VE zeigte sich, dass Betriebe mit niedrigem Lohnniveau häufiger an den freiwilligen VE teilnahmen als Betriebe mit höheren Durchschnittslöhnen. Da die Hochrechnungsfaktoren der VE das Lohnniveau in den Betrieben nicht berücksichtigen, liegen die Durchschnittslöhne in den VE somit niedriger als in den VSE. Die Durchschnittslöhne der VSE sind wiederum ähnlich zu den vertraglichen Stundenlöhnen im SOEP verteilt. Für zukünftige Analysen sollte daher geprüft werden, ob eine Anpassung der Hochrechnungsfaktoren unter Berücksichtigung der Lohnniveaus in Betrieben eine Alternative darstellt, um die Selektivität der VE in dieser Hinsicht auszugleichen.

Im Rahmen der Anwendung von Methoden für die Berechnung von kausalen Mindestlohneffekten auf Stunden- und Monatslöhne mithilfe eines individuellen DiDiD-Ansatzes stellen sich außerdem einige methodische Herausforderungen, die umso größer werden, je mehr Mindestlohnerhöhungen berücksichtigt werden. Im Rahmen der in der vorliegenden Studie verwendeten Basispezifikationen werden verschiedene Behandlungsgruppen mit einer gemeinsamen Kontrollgruppe, die Stundenlöhne oberhalb des höchsten im Analysezeitraum auftretenden Mindestlohns erhält, verglichen. Mit jeder neuen Mindestlohnerhöhung wird die gemeinsame Kontrollgruppe damit in der Lohnverteilung immer weiter nach oben verschoben und die Kontrollgruppe wird kleiner, sofern nicht auch die Lohnobergrenze für die Kontrollgruppe angehoben wird. Zudem werden alle Effekte relativ zum Referenzjahr vor der Mindestlohneinführung berechnet, welches für die zweite Mindestlohnerhöhung im Jahr 2019 schon 5 Jahre zurückliegt. Diesen Herausforderungen begegnen wir im vorliegenden Bericht unter anderem, indem wir Robustheitsanalysen für unterschiedliche Lohnobergrenzen der Kontrollgruppe durchführen sowie im Rahmen von *Spillover*-Analysen auch eine alternative Kontrollgruppe mit Löhnen oberhalb von 10 Euro verwenden. Allerdings können diese Analysen das Problem der sich nach oben verschiebenden Lohnuntergrenze der Kontrollgruppe nicht lösen. Daher führen wir zusätzlich separate Schätzungen für die Einführung und die Erhöhungen des Mindestlohns durch, die zudem als Referenzjahr das Jahr vor der jeweils betrachteten Mindestlohnanpassung heranziehen. Die Ergebnisse stehen insgesamt im Einklang mit denen der gemeinsamen Betrachtung. Daher können die in diesem Bericht verwendeten separaten Schätzungen auch für Evaluationen kommender Mindestlohnerhöhungen in Betracht gezogen werden.

Zusätzlich zur Frage, wie die Analysemethoden angepasst werden können, um bereits beschlossene weitere Mindestlohnerhöhungen zu evaluieren, ergeben sich auch aus der aktuell diskutierten Erhöhung des Mindestlohns auf 12 Euro interessante Forschungsfragen. Zum einen handelt es sich bei der vorgeschlagenen neuen Mindestlohnanpassung um eine deutlich größere Anpassung als in den Jahren 2017 und 2019. Zum anderen würde diese deutliche Erhöhung in eine andere gesamtwirtschaftliche Situation fallen, als dies bei der Einführung 2015 oder bei der Erhöhung 2017 der Fall war. Dadurch könnten sich größere Effekte auf Löhne und Arbeitszeiten ergeben.

Generell stellen die Auswirkungen der Corona-Pandemie eine Herausforderung für die zukünftige Mindestlohnforschung dar, da bei Evaluationen von Mindestlohnerhöhungen, die während der Pandemie stattfanden, die Mindestlohneffekte von pandemisch bedingten Änderungen, wie etwa dem Bezug von Kurzarbeitergeld, auf dem Arbeitsmarkt abgegrenzt werden müssen. Insbesondere werden sich zukünftige Evaluationsprojekte in Kausalanalysen noch intensiver mit der Auswahl geeigneter Kontrollgruppen auseinandersetzen müssen.

Literaturverzeichnis

- Adams-Prassl, A., T. Boneva, M. Golin und C. Rauh (2020), Inequality in the Impact of the Coronavirus Shock: Evidence from Real Time Surveys. Cambridge-INET Working Paper Series 2020/18.
- Ahlfeldt, G. M., D. Roth und T. Seidel (2018), The regional effects of Germany's national minimum wage. *Economics Letters* 172: 127-130.
- Aitken, A., P. Dolton und R. Riley (2019), The impact of the introduction of the National Living Wage on employment, hours and wages. Studie im Auftrag der Low Pay Commission. National Institute of Economic and Social Research, London.
- Alipour, J.-V., O. Falck und S. Schüller (2020), Homeoffice während der Pandemie und die Implikationen für eine Zeit nach der Krise. *ifo Schnelldienst* 73 (07): 30-36.
- Antonczyk, D., B. Fitzenberger und K. Sommerfeld (2010), Rising wage inequality, the decline of collective bargaining, and the gender wage gap. *Labour Economics* 17 (5): 835-847.
- Aretz, B., M. Arntz und T. Gregory (2013), The minimum wage affects them all: Evidence on employment spillovers in the roofing sector. *German Economic Review* 14 (3): 282-315.
- Autor, D. H., A. Manning 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.
- Bachmann, R., P. Bechara und C. Vonnahme (2020a), Occupational mobility in Europe: Extent, determinants and consequences. *De Economist* 168 (1): 79-108.
- Bachmann, R., H. Bonin, B. Boockmann, G. Demir, R. Felder, I. Isphording, R. Kalweit, N. Laub, C. Vonnahme und C. Zimpelmann (2020b), Auswirkungen des gesetzlichen Mindestlohns auf Löhne und Arbeitszeiten. Studie im Auftrag der Mindestlohnkommission. IAW, IZA, RWI.
- Bachmann, R., W. Dürig, H. Frings, L. S. Höckel und F. M. Flores (2017), Minijobs nach Einführung des Mindestlohns – Eine Bestandsaufnahme. *Zeitschrift für Wirtschaftspolitik* 66 (3): 209-237.
- Bachmann, R., R. Felder, S. Schaffner und M. Tamm (2018), Some (Maybe) Unpleasant Arithmetic in Minimum Wage Evaluations: The Role of Power, Significance and Sample Size. *Ruhr Economic Papers* #772.
- Bellmann, L., M. Bossler, S. Dummert und E. Ostmeier (2017), Mindestlohn: Längsschnittstudie für sächsische Betriebe. IAB-Forschungsbericht 7/2017. IAB, Nürnberg.
- Biewen, M., B. Fitzenberger und J. de Lazzar (2018), The role of employment interruptions and part-time work for the rise in wage inequality. *IZA Journal of Labor Economics* 7 (1): 1-10.
- Bonin, H., I. E. Isphording, A. Krause, A. Lichter, N. Pestel, U. Rinne, M. Caliendo, C. Obst, M. Preuss, C. Schröder und M. M. Grabka (2018), Auswirkungen des gesetzlichen Mindestlohns auf Beschäftigung, Arbeitszeit und Arbeitslosigkeit. Studie im Auftrag der Mindestlohnkommission. IZA, Evaluation Office Caliendo und DIW, Bonn, u.a.
- Bonin, H., A. Krause-Pilatus und U. Rinne (2021), Arbeitssituation und Belastungsempfinden im Kontext der Corona-Pandemie: Ergebnisse einer repräsentativen Befragung von abhängig Beschäftigten im Februar 2021. Forschungsbericht FB570 570. Bundesministerium für Arbeit und Soziales.
- Boockmann, B., A. Kirchmann, R. Kleinemeier, A. Krause-Pilatus, A. Maier, O. Nottmeyer, M. Reiner, C. Schafstädt, T. Scheu, A. Zühlke, H. Bonin und H. Puhe (2020), Allgemeiner gesetzlicher Mindestlohn: seine Kontrolle und Durchsetzung sowie bürokratische Kosten für Arbeitgeber. Abschlussbericht an das BMAS. IAW, Tübingen.
- Boockmann, B., T. König, N. Laub, C. Becker, E. Hofmann, M. Kennel und D. Spies (2021), Meta-Studie: Covid-19-Pandemie und betriebliche Anpassungsmaßnahmen: Begleitforschung zur Arbeitsweltberichterstattung im Auftrag des BMAS, Bd. 4. BMAS - Forschungsbericht 580/4.
- Bossler, M. und H.-D. Gerner (2020), Employment Effects of the New German Minimum Wage: Evidence from Establishment-Level Microdata. *ILR Review* 73 (5): 1070-1094.
- Bossler, M. und T. Schank (2020), Wage inequality in Germany after the minimum wage introduction. IZA Discussion Paper No. 13003.

- Brenke, K. und K.-U. Müller (2013), Gesetzlicher Mindestlohn - Kein verteilungspolitisches Allheilmittel. DIW Wochenbericht Nr. 39/2013. DIW, Berlin.
- Bruttel, O., A. Baumann und M. Dütsch (2018), The new German statutory minimum wage in comparative perspective: Employment effects and other adjustment channels. *European Journal of Industrial Relations* 24 (2): 145-162.
- Bundesagentur für Arbeit (2021), Realisierte Kurzarbeit, Monatsbericht April 2021. Statistik der Bundesagentur für Arbeit, Nürnberg.
- Burauel, P., M. Caliendo, M. M. Grabka, C. Obst, M. Preuss und C. Schröder (2020), The Impact of the Minimum Wage on Working Hours. *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik* 240 (2-3): 233-267.
- Burauel, P., M. M. Grabka, C. Schröder, M. Caliendo, C. Obst und M. Preuss (2018), Auswirkungen des gesetzlichen Mindestlohns auf die Lohnstruktur, Abschlussbericht. Studie im Auftrag der Mindestlohnkommission. DIW und Evaluation Office Caliendo, Berlin.
- Caliendo, M., A. Fedorets, M. Preuss, C. Schröder und L. Wittbrodt (2017), The Short-Term Distributional Effects of the German Minimum Wage Reform. IZA Discussion Paper No. 11246.
- Caliendo, M., A. Fedorets, M. Preuss, C. Schröder und L. Wittbrodt (2018), The Short-Run Employment Effects of the German Minimum Wage Reform. *Labour Economics* 53: 46-62.
- Card, D. (1992), Using Regional Variation in Wages to Measure the Effects of the Federal Minimum Wage. *Industrial and Labor Relations Review* 46: 22-37.
- Card, D., J. Heining und P. Kline (2013), Workplace Heterogeneity and the Rise of West German Wage Inequality. *The Quarterly Journal of Economics* 128 (3): 967-1015.
- Cengiz, D., A. Dube, A. Lindner und B. Zipperer (2019), The effect of minimum wages on low-wage jobs. *The Quarterly Journal of Economics* 134 (3): 1405-1454.
- Clemens, J. und M. Wither (2019), The minimum wage and the Great Recession: Evidence of effects on the employment and income trajectories of low-skilled workers. *Journal of Public Economics* 170: 53-67.
- de Linde Leonard, M., T. Stanley und H. Doucouliagos (2014), Does the UK Minimum Wage Reduce Employment? A Meta-Regression Analysis. *British Journal of Industrial Relations* 52 (3): 499-520.
- Dickens, R. und A. Manning (2004), Has the national minimum wage reduced UK wage inequality? *Journal of the Royal Statistical Society A* 167 (4): 613-626.
- Dickey, H., V. Watson und A. Zangelidis (2011), Is it all about money? An examination of the motives behind moonlighting. *Applied Economics* 43 (26): 3767-3774.
- DiNardo, J., N. M. Fortin und T. Lemieux (1996), Labor Market Institutions and the Distribution of Wages, 1973-1992: A Semiparametric Approach. *Econometrica* 64: 1001-1044.
- Dolton, P., C. R. Bondibene und J. Wadsworth (2010), The UK National Minimum Wage in Retrospect. *Fiscal studies* 31 (4): 509-534.
- Dustmann, C., A. Lindner, U. Schönberg, M. Umkehrer und P. Vom Berge (2021), Reallocation effects of the minimum wage. *The Quarterly Journal of Economics* 124 (2): 843-881.
- Dustmann, C., J. Ludsteck und U. Schönberg (2009), Revisiting the German Wage Structure. *The Quarterly Journal of Economics* 124 (2): 843-881.
- Dütsch, M., R. Himmelreicher und C. Ohlert (2019), Calculating Gross Hourly Wages—the (Structure of) Earnings Survey and the German Socio-Economic Panel in Comparison. *Journal of Economics and Statistics* 239 (2): 243-276.
- Engstler, H., L. Romeu Gordo und J. Simonson (2020), Auswirkungen der Corona-Krise auf die Arbeitssituation von Menschen im mittleren und höheren Erwerbsalter: Ergebnisse des Deutschen Alterssurveys. Heft 02/2020. Deutsches Zentrum für Altersfragen, Berlin.
- Fachinger, U. und R. K. Himmelreicher (2007), Alterslohnprofile und Qualifikation in den alten Bundesländern-Eine empirische Analyse auf Datenbasis des Längsschnittdatensatzes SUFVV 2004. *Deutsche Rentenversicherung* 62: 750-770.

- FDZ Hessen – Forschungsdatenzentren der Statistischen Ämter der Länder, Standort Hessen (Hrsg.) (2016), Metadaten zur Verdienstrukturhebung 2014 EVAS 62111 - Teil I: Erhebung. Internet: www.forschungsdatenzentrum.de, abgerufen am 27. Mai 2019.
- FDZ Hessen – Forschungsdatenzentren der Statistischen Ämter der Länder, Standort Hessen (Hrsg.) (2018 a), Metadatenreport. Teil I: Allgemeine und methodische Informationen zur Verdiensterhebung 2015 (EVAS-Nummer: 62112) Version 2. Internet: www.forschungsdatenzentrum.de, abgerufen am 27. Mai 2019.
- FDZ Hessen – Forschungsdatenzentren der Statistischen Ämter der Länder, Standort Hessen (Hrsg.) (2018 b), Metadatenreport. Teil I: Allgemeine und methodische Informationen zur Verdiensterhebung 2016 und 2017 (EVAS-Nummer: 62112). Version 1. Internet: www.forschungsdatenzentrum.de, abgerufen am 27. Mai 2019.
- Fedorets, A., M. M. Grabka und C. Schröder (2019), Mindestlohn: Nach wie vor erhalten ihn viele anspruchsberechtigte Beschäftigte nicht. DIW Wochenbericht Nr. 28/2019. DIW, Berlin.
- Fedorets, A., M. M. Grabka, C. Schröder und J. Seebauer (2020), Lohnungleichheit in Deutschland sinkt. DIW Wochenbericht Nr. 7/2020. DIW, Berlin.
- Fedorets, A. und R. Himmelreicher (2021), Mindestlohn und Arbeitsintensität–Evidenz aus Deutschland. *WSI Mitteilungen* (6): 446-453.
- Firpo, S., N. M. Fortin und T. Lemieux (2009), Unconditional Quantile Regressions. *Econometrica* 77 (3): 953-973.
- Fischer, G., S. Gundert, S. Kawalec, F. Sowa, J. Stegmaier, K. Tesching und S. Theuer (2015), Situation atypisch Beschäftigter und Arbeitszeitwünsche von Teilzeitbeschäftigten–Quantitative und qualitative Erhebung sowie begleitende Forschung. Forschungsprojekt im Auftrag des Bundesministeriums für Arbeit und Soziales. IAB, Nürnberg.
- Fitzenberger, B. (2012), Expertise zur Entwicklung der Lohnungleichheit in Deutschland. Arbeitspapier Nr. 04/2012. Sachverständigenrat zur Begutachtung der Gesamtwirtschaftlichen Entwicklung, Wiesbaden.
- Fitzenberger, B. und A. Seidlitz (2020), Die Lohnungleichheit von Vollzeitbeschäftigten in Deutschland: Rückblick und Überblick. IAB Discussion Paper 19|2020.
- Fortin, N. M., T. Lemieux und N. Lloyd (2021), Labor Market Institutions and the Distribution of Wages: The Role of Spillover Effects. *Journal of Labor Economics* 39 (S2): 369-412.
- Frentzen, K. und R. Günther (2017), Korrektur des Antwortausfalls in der Verdiensterhebung 2015. *Wirtschaft und Statistik* (2): 24-42.
- Frodermann, C., P. Grunau, T. Haepf, J. Mackeben, K. Ruf, S. Steffes und S. Wanger (2020), Online-Befragung von Beschäftigten: Wie Corona den Arbeitsalltag verändert hat. IAB-Kurzbericht 13/2020. IAB, Nürnberg.
- Gernandt, J. (2009), Decreasing Wage Mobility in Germany. ZEW Discussion Paper 09-044.
- Gesamtmetall – Gesamtverband der Arbeitgeberverbände der Metall- und Elektro-Industrie e. V. (2020), Ergebnisse der Blitzumfrage für die Metall- und Elektro-Industrie: Wirtschaftliche Auswirkungen der Corona-Pandemie. Gesamtmetall, Berlin.
- Gesamtmetall – Gesamtverband der Arbeitgeberverbände der Metall- und Elektro-Industrie e. V. (2021), Ergebnisse der fünften Blitzumfrage für die Metall- und Elektro-Industrie: Wirtschaftliche Auswirkungen der Corona-Pandemie. Gesamtmetall, Berlin.
- Goebel, J., M. M. Grabka, S. Liebig, M. Kroh, D. Richter, C. Schröder und J. Schupp (2019), The German Socio-Economic Panel (SOEP). *Journal of Economics and Statistics* 239 (2): 345-360.
- Gopalan, R., B. H. Hamilton, A. Kalda und D. Sovich (2021), State Minimum Wages, Employment, and Wage Spillovers: Evidence from Administrative Payroll Data. *Journal of Labor Economics* 39 (3): 673-707.
- Heineck, G. (2009), The determinants of secondary jobholding in Germany and the UK. *Zeitschrift für Arbeitsmarktforschung* 42 (2): 107-120.
- Hirsch, B. T., B. E. Kaufman und T. Zelenska (2015), Minimum Wage Channels of Adjustment. *Industrial Relations* 54 (2): 199-239.

- Holst, H., S. Niehoff und A. Fessler (2020), Covid-19 und die Arbeitswelt. Berufliche Ungleichheiten im Arbeitserleben in der Pandemie. Ergebnisbericht zur ersten Befragungswelle. Universität Osnabrück, Osnabrück.
- Kagerl, C. und C. Ohlert (2021), Mindestlohnbetriebe in der zweiten Corona-Welle. *Wirtschaftsdienst* 101 (10): 804-808.
- Kaitz, H. (1970), Experience of the Past: The National Minimum Wage. *Youth unemployment and minimum wages, US Bureau of Labor Statistics Bulletin* 1657: 30-54.
- Kantar (2020), Betroffenheit deutscher Unternehmen durch die Covid-19-Pandemie. Eine Studie von KANTAR im Auftrag des Bundesministeriums für Wirtschaft und Energie.
- Kirchmann, A., A. Maier und C. Schafstädt (2021), Auswirkungen der Corona-Pandemie auf die Beratung, Betreuung und Begleitung von Langzeitleistungsbeziehenden nach dem SGB II. Vortrag auf der Tagung „Sozialpolitik in der Pandemie“.
- Klinger, S. und E. Weber (2017), Zweitbeschäftigungen in Deutschland: Immer mehr Menschen haben einen Nebenjob. IAB-Kurzbericht 22/2017. IAB, Nürnberg.
- Koch, A., A. Kirchmann, M. Reiner, T. Scheu, B. Boockmann und H. Bonin (2018), Verhaltensmuster von Betrieben und Beschäftigten im Zuge der Einführung des gesetzlichen Mindestlohns, Abschlussbericht. Studie im Auftrag der Mindestlohnkommission. IAW, IZA und SOKO Institut, Tübingen.
- König, M. und J. Möller (2009), Impacts of minimum wages: a microdata analysis for the German construction sector. *International Journal of Manpower* 30 (7): 716-741.
- Kroh, M. (Hrsg.) (2018), Stichprobenziehung, Non-Response und Gewichtung im SOEP. Vortragsfolien SOEPcampus@DIW. Internet: https://www.diw.de/documents/dokumentenarchiv/17/diw_01.c.598702.de/soep_gewicht_ungkrohpresentationdiw2018.pdf, abgerufen am 27. Mai 2019.
- Kruppe, T. und C. Osiander (Hrsg.) (2020), Kurzarbeit in der Corona-Krise: Wer ist wie stark betroffen? IAB Forum, 30. Juni 2020. Internet: <https://www.iab-forum.de/kurzarbeit-in-der-corona-krise-wer-ist-wie-stark-betroffen/>, abgerufen am 19. Oktober 2020.
- Lee, D. S. (1999), Wage Inequality in the United States During the 1980s: Rising Dispersion or Falling Minimum Wage? *The Quarterly Journal of Economics* 114 (3): 977-1023.
- Low Pay Commission (2017), Non-compliance and enforcement of the national minimum wage.
- Manning, A. (2013), Minimum wages: A view from the UK. *Perspektiven der Wirtschaftspolitik* 14 (1-2): 57-66.
- Mindestlohnkommission (2016), Erster Bericht zu den Auswirkungen des gesetzlichen Mindestlohns. Bericht der Mindestlohnkommission an die Bundesregierung nach § 9 Abs. 4 Mindestlohngesetz. Mindestlohnkommission, Berlin.
- Mindestlohnkommission (2018), Zweiter Bericht zu den Auswirkungen des gesetzlichen Mindestlohns. Bericht der Mindestlohnkommission an die Bundesregierung nach § 9 Abs. 4 Mindestlohngesetz. Mindestlohnkommission, Berlin.
- Möhring, K., E. Naumann, M. Reifenscheid, A. G. Blom, A. Wenz, T. Rettig, R. Lehrer, U. Krieger, S. Juhl und S. Friedel (2020), Die Mannheimer Corona-Studie: Schwerpunktbericht zur Erwerbstätigkeit in Deutschland 20.3.-15.4.2020.
- Neumark, D., M. Schweitzer und W. Wascher (2004), Minimum Wage Effects throughout the Wage Distribution. *Journal of Human Resources* 39 (2): 425-450.
- Panos, G. A., K. Pouliakas und A. Zangelidis (2014), Multiple Job Holding, Skill Diversification, and Mobility. *Industrial Relations: A Journal of Economy and Society* 53 (2): 223-272.
- Paul, M. (2016), Is There a Causal Effect of Working Part-Time on Current and Future Wages? *The Scandinavian Journal of Economics* 118 (3): 494-523.
- Pouliakas, K. und J. Branka (2020), EU Jobs at Highest Risk of COVID-19 Social Distancing: Will the Pandemic Exacerbate Labour Market Divide? IZA Discussion Paper No. 13281. IZA, Bonn.
- Pristl, K. (2015), Erweiterung der Verdienststrukturerhebung zur Mindestlohnstatistik. *Statistisches Monatsheft Baden-Württemberg* 01/2015: 30 - 35.

- Pusch, T. und M. Rehm (2017a), Mindestlohn, Arbeitsqualität und Arbeitszufriedenheit. *WSI-Mitteilungen* 70 (7): 491-498.
- Pusch, T. und M. Rehm (2017b), Positive Effekte des Mindestlohns auf Arbeitsplatzqualität und Arbeitszufriedenheit. *Wirtschaftsdienst* 97 (6): 409-414.
- Pusch, T. und H. Seifert (2017), Unzureichende Umsetzung des Mindestlohns bei Minijobbern. *Wirtschaftsdienst* 97 (3): 187-191.
- Pusch, T. und H. Seifert (2020), Kurzarbeit in der Corona-Krise mit neuen Schwerpunkten. WSI Policy Brief 47. WSI, Düsseldorf.
- Pusch, T., H. Seifert und C. Santoro (2020), Effekte des Mindestlohns auf die Arbeitszeit. *Wirtschaftsdienst* 100 (6): 454-460.
- Riphahn, R. T. und D. D. Schnitzlein (2016), Wage mobility in East and West Germany. *Labour Economics* 39: 11-34.
- Schleiermacher, T. und O. Stettes (2020), Kurzarbeit im Zeichen von Corona: Trotz düsterer Aussichten ein paar Lichtblicke. IW-Kurzbericht No. 56/2020. IW, Köln.
- Schröder, C., J. Goebel, M. M. Grabka, D. Graeber, M. Kroh, H. Kröger, S. Kühne, S. Liebig, J. Schupp und J. Seebauer (2020a), Erwerbstätige sind vor dem Covid-19-Virus nicht alle gleich. SOEPpapers on Multidisciplinary Panel Data Research 1080. DIW, Berlin.
- Schröder, C., M. M. Grabka und J. Seebauer (2020b), Methodischer Vergleich der Berechnung bzw. Abfrage von Stundenlöhnen im Sozio-oekonomischen Panel (SOEP) - Endbericht. Studie im Auftrag der Mindestlohnkommission. DIW, Berlin.
- Shishko, R. und B. Rostker (1976), The Economics of Multiple Job Holding. *The American Economic Review* 66 (3): 298-308.
- Smith Conway, K. und J. Kimmel (1998), Male labor supply estimates and the decision to moonlight. *Labour Economics* 5 (2): 135 - 166.
- Statistische Ämter des Bundes und der Länder (2020), Metadatenreport. Teil II: Produktspezifische Informationen zur Nutzung der Verdienststrukturerhebung 2018 per On-Site-Nutzung (EVAS: 62111).
- Statistisches Bundesamt (Hrsg.) (2021), VGR des Bundes - Bevölkerung, Erwerbstätigkeit. Internet: <https://www-genesis.destatis.de/genesis/online>, abgerufen am 20. Mai 2021.
- Stewart, M. B. (2002), Estimating the Impact of the Minimum Wage Using Geographical Wage Variation. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 64: 583-605.
- Stewart, M. B. und J. K. Swaffield (2008), The Other Margin: Do Minimum Wages Cause Working Hours Adjustments for Low-Wage Workers? *Economica* 75 (297): 148-167.
- Sun, W., X. Wang und X. Zhang (2015), Minimum wage effects on employment and working time of Chinese workers – evidence based on CHNS. *IZA Journal of Labor & Development* 4 (19): 1-22.
- von Berge, P. und H. Frings (2020), High-impact minimum wages and heterogeneous regions. *Empirical Economics* 59 (2): 701-729.
- von Berge, P., S. Kaimer, S. Copestake, D. Croxton, J. Eberle, W. Klosterhuber und J. Krüger (2016), Arbeitsmarktspiegel: Entwicklungen nach Einführung des Mindestlohns (Ausgabe 2). IAB-Forschungsbericht 12/2016. IAB, Nürnberg.
- von Berge, P., S. Kaimer, S. Copestake, J. Eberle und W. Klosterhuber (2017), Arbeitsmarktspiegel: Entwicklungen nach Einführung des Mindestlohns (Ausgabe 4). IAB-Forschungsbericht 9/2017. IAB, Nürnberg.
- Wagner, G. G., J. R. Frick und J. Schupp (2007), The German Socio-Economic Panel Study (SOEP): Scope, Evolution and Enhancements. *Schmollers Jahrbuch* 127 (1): 139 -169.
- Wanger, S. und E. Weber (2016), Effekte des gesetzlichen Mindestlohns auf die Arbeitszeit von Minijobbern. Akutelle Berichte 23/2016. IAB, Nürnberg.
- Weil, D. (2005), Public Enforcement/Private Monitoring: Evaluating a New Approach to Regulating the Minimum Wage. *ILR Review* 58 (2): 238-257.

Anhang

Tab. A 2.1: Vergleich von Querschnittsstichproben und Längsschnitt-Basisstichprobe im SOEP

	2014	2015	2016	2017	2018	2019
Querschnittsstichprobe	12.315 (28.405.209)	11.919 (28.354.579)	11.093 (29.038.021)	12.801 (29.543.359)	12.651 (30.666.486)	12.056 (30.557.290)
Beschäftigungen in Privathaushalten +	71 (159.281)	52 (141.269)	43 (99.504)	69 (152.670)	54 (136.863)	49 (119.282)
Praktika -	47 (125.648)	41 (116.108)	34 (146.687)	60 (151.440)	54 (148.588)	45 (76.817)
Langzeitarbeitslose -	158 (350.496)	131 (303.465)	164 (402.716)	204 (363.966)	184 (350.330)	174 (326.373)
Längsschnitt-Basisstichprobe =	12.181 (28.088.346)	11.799 (28.076.274)	10.938 (28.588.122)	12.606 (29.180.622)	12.467 (30.304.430)	11.886 (30.273.381)
Längsschnitt-Basisstichprobe (Bachmann et al. 2020b)	11.595 (26.963.007)	11.180 (26.825.009)	10.434 (27.399.515)	11.996 (27.995.056)	–	–

Quelle: SOEP.v36eu. – Anmerkungen: Absolute Fallzahlen, hochgerechnete Zahlen in Klammern. Basierend auf der Querschnittsstichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3.

Tab. A 2.2: Komposition von Behandlungsgruppen und Kontrollgruppe nach Jahren
Anteil in %

	2012 bis 2014		2015 bis 2016		2017 bis 2018	
	BG 1/3	KG	BG 1/3	KG	BG 1/3	KG
<u>Soziodemografische Charakteristika</u>						
Weiblich	71,8	65,2	71,4	65,6	68,8	65,5
Alter	42,1	41,6	42,8	42,3	42,6	42,7
Bildungsabschluss (Referenz: Abgeschlossene Lehre)						
Kein beruflicher Abschluss	22,2	17,2	26,3	22,8	30,7	26,8
Abgeschlossene Lehre	69,6	72,3	63,4	66,5	60,4	65,1
Universitätsabschluss	8,2	10,5	10,3	10,7	8,9	8,1
Verheiratet	60,5	59,8	61,0	61,3	57,3	57,4
Kind(er) im Haushalt	48,2	49,6	43,6	44,8	39,6	38,7
Ausländische Staatsangehörigkeit	14,5	14,8	21,5	22,0	22,9	19,6
Ostdeutschland	35,1	31,6	32,6	34,3	27,7	34,4
<u>Beschäftigungscharakteristika</u>						
Befristeter Vertrag	17,8	16,4	18,7	19,3	20,3	18,3
Beschäftigungsart						
Vollzeitbeschäftigt	53,5	65,4	50,9	65,2	48,2	65,1
Teilzeitbeschäftigt	17,9	19,5	19,6	21,2	21,2	20,6
Minjob	28,5	15,0	29,5	13,6	30,6	14,4
Firmengröße						
unter 20 Beschäftigte	42,5	36,1	45,3	41,3	44,0	36,5
20 bis unter 200 Beschäftigte	31,9	34	30,4	29,8	29,3	32,9
200 Beschäftigte und mehr	25,6	29,9	24,3	28,9	26,7	30,6
Beruf						
Führungskräfte	0,7	1,4	0,5	1,0	0,4	0,8
Akademische Berufe	2,1	2,9	2,6	2,3	2,1	1,7
Technische Berufe	11,7	18,3	9,8	18,7	11,2	15,7
Bürokräfte und verwandte Berufe	10,2	12,4	9,7	12,0	8,8	10,1
Dienstleistungsberufe und Verkauf	31,5	25,6	32,2	24,2	31,4	28,9
Fachkräfte in Land- und Forstwirtschaft	1,5	0,9	1,0	1,1	1,8	1,2
Handwerks- und verwandte Berufe	8,0	12,4	5,7	11,4	6,5	7,4
Bedienung von Anlagen und Maschinen	8,0	7,3	7,4	6,6	8,6	9,2
Hilfsarbeitskräfte	26,3	18,9	31,0	22,6	29,1	25,0
Veränderung der Beschäftigung						
Arbeitsplatzwechsel	14,7	12,5	14,5	12,2	17,1	15,3
Berufswechsel	8,0	6,3	8,4	5,8	9,6	7,9
Beobachtungen	3.563	1.371	1.732	828	1.431	812

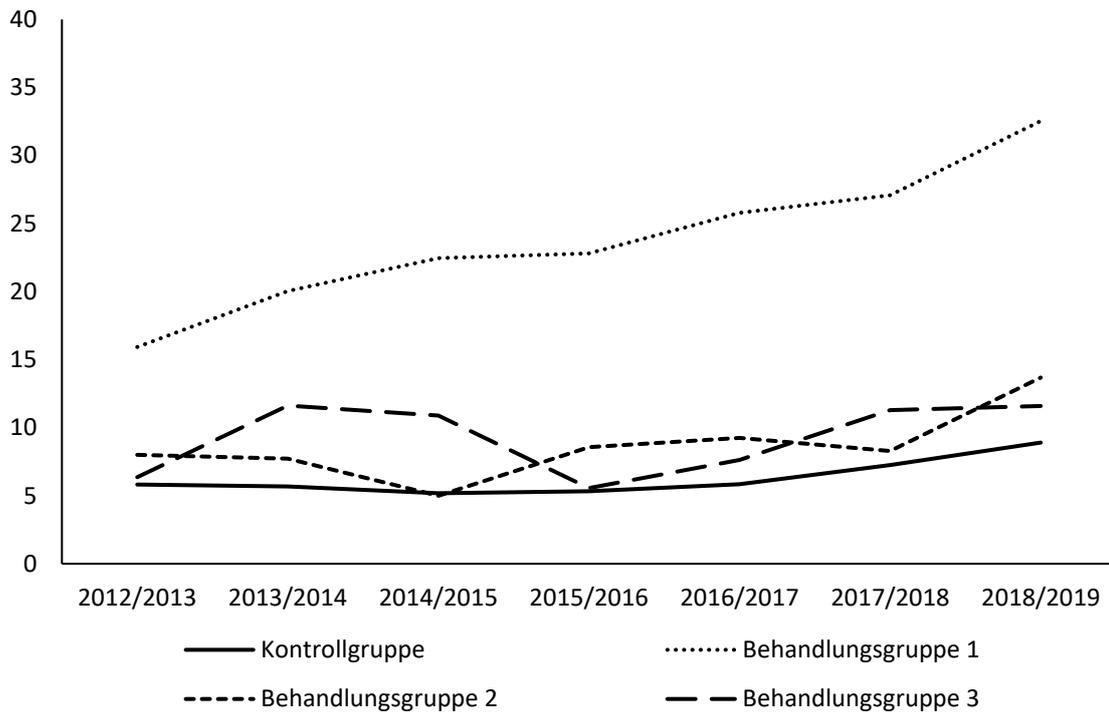
Quelle: SOEP.v36eu. – Anmerkungen: Prozentuale Anteile (bzw. Mittelwert für Alter) für die Längsschnittstichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3, Einteilung der Behandlungs- und Kontrollgruppen (BG, KG) entsprechend Kapitel 2.5. Es werden keine Hochrechnungsfaktoren verwendet.

Tab. A 2.3: Komposition von Behandlungsgruppen und Kontrollgruppe im Jahresdurchschnitt
Anteil in %

	BG 1	BG 2	BG 3	KG
<u>Soziodemografische Charakteristika</u>				
Weiblich	73,1	65,1	66,6	65,4
Alter	42,3	42,7	42,7	42,1
Bildungsabschluss (Referenz: Abgeschlossene Lehre)				
Kein beruflicher Abschluss	25,5	24,0	23,2	21,3
Abgeschlossene Lehre	65,2	67,6	70,1	68,8
Universitätsabschluss	9,3	8,3	6,7	9,9
Verheiratet	59,4	63,9	56,9	59,5
Kind(er) im Haushalt	46,1	44,3	39,4	45,3
Ausländische Staatsangehörigkeit	18,4	17,8	15,8	18,1
Ostdeutschland	32,1	33,9	37,6	33,1
<u>Beschäftigungscharakteristika</u>				
Befristeter Vertrag	18,7	17,9	18,9	17,7
Beschäftigungsart				
Vollzeitbeschäftigt	48,8	57,6	63,7	65,3
Teilzeitbeschäftigt	19,2	16,0	24,6	20,3
Minjob	32,1	26,4	11,7	14,5
Firmengröße				
unter 20 Beschäftigte	45,6	40,9	32,2	37,6
20 bis unter 200 Beschäftigte	30,0	32,7	34,8	32,5
200 Beschäftigte und mehr	24,4	26,4	33,0	29,8
Beruf				
Führungskräfte	0,6	0,3	1,0	1,1
Akademische Berufe	2,3	2,5	1,2	2,4
Technische Berufe	10,9	10,7	13,3	17,7
Bürokräfte und verwandte Berufe	9,2	11,7	10,3	11,7
Dienstleistungsberufe und Verkauf	32,4	28,9	30,8	26,1
Fachkräfte in Land- und Forstwirtschaft	1,2	2,4	1,5	1,0
Handwerks- und verwandte Berufe	6,2	9,8	9,0	10,8
Bedienung von Anlagen und Maschinen	7,9	8,2	8,6	7,6
Hilfsarbeitskräfte	29,2	25,3	24,3	21,5
Veränderung der Beschäftigung				
Arbeitsplatzwechsel	15,8	13,9	12,4	13,2
Berufswechsel	8,8	7,8	7,4	6,6
Beobachtungen				
	4.914	1.205	607	3.011

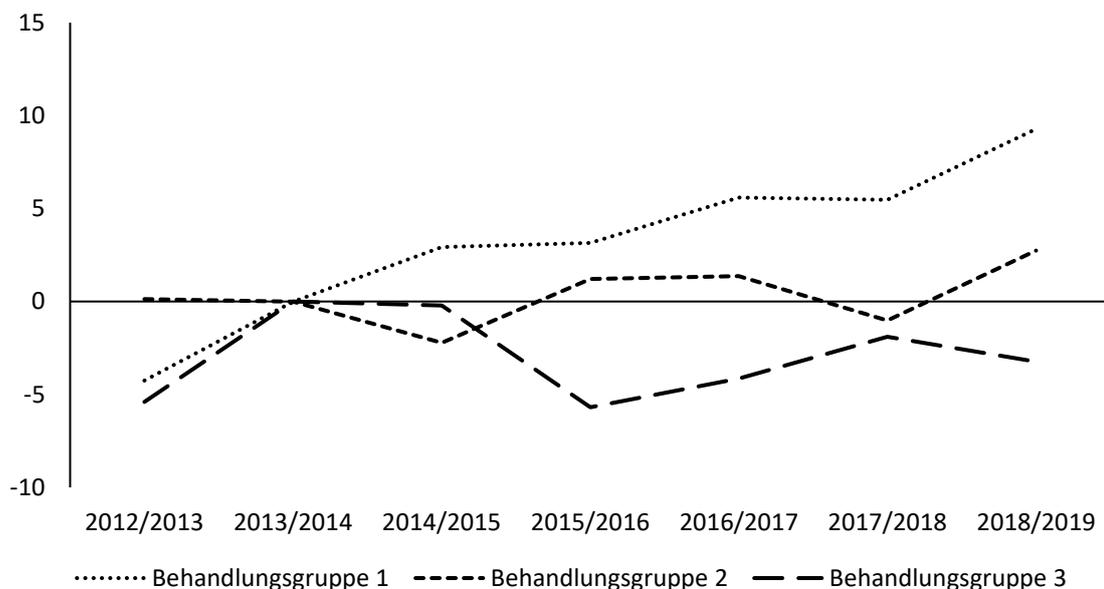
Quelle: SOEP.v36eu. – Anmerkungen: Prozentuale Anteile (bzw. Mittelwert für Alter) für die Längsschnittstichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3, Einteilung der Behandlungs- und Kontrollgruppen (BG, KG) entsprechend Kapitel 2.5. Es werden keine Hochrechnungsfaktoren verwendet. Zeitraum: 2012 bis 2018.

Abb. A 2.1 Personalisierte Lohnwachstumskurven für vertragliche Stundenlöhne
in % (y-Achse) pro Jahr (x-Achse)



Quelle: SOEP.v36eu. – Anmerkungen: Jährliche Lohnwachstumsraten basierend auf der Längsschnittstichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3. Kontroll- sowie Behandlungsgruppen werden entsprechend Kapitel 2.5 eingeteilt. Es werden keine Hochrechnungsfaktoren verwendet.

Abb. A 2.2 Relative personalisierte Lohnwachstumskurve für vertragliche Stundenlöhne
in % (y-Achse) pro Jahr (x-Achse)



Quelle: SOEP.v36eu. – Anmerkungen: Jährliche Lohnwachstumsraten relativ zur Kontrollgruppe und zum Referenzjahr 2013/2014, basierend auf der Längsschnittstichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3. Kontroll- sowie Behandlungsgruppen werden entsprechend Kapitel 2.5 eingeteilt. Es werden keine Hochrechnungsfaktoren verwendet.

Tab. A 3.1: Mindestlohneffekte auf das relative Wachstum von vertraglichen Stundenlöhnen: einschließlich Koeffizienten für Kontrollvariablen

	1	2	3
Konstante (KG: 9,19 bis unter 10 Euro)	5,69*** (1,08)	16,25*** (1,68)	14,61*** (1,65)
2012/2013	0,14 (1,48)	-0,32 (1,51)	-0,07 (1,52)
2014/2015	-0,51 (1,47)	-0,14 (1,48)	-0,10 (1,46)
2015/2016	-0,37 (1,51)	0,14 (1,47)	0,20 (1,48)
2016/2017	0,15 (1,41)	1,65 (1,41)	2,00 (1,40)
2017/2018	1,57 (1,52)	3,28** (1,53)	3,41** (1,54)
2018/2019	3,22** (1,52)	4,61*** (1,57)	4,29*** (1,54)
BG 1: Unter 8,50 Euro	14,35*** (1,50)	17,30*** (1,54)	17,25*** (1,52)
Placebo 2012/2013	-4,25** (2,09)	-4,84** (2,13)	-4,95** (2,12)
DiDiD 2014/2015	2,93 (2,09)	2,97 (2,13)	2,59 (2,10)
DiDiD 2015/2016	3,15 (2,28)	2,58 (2,24)	2,38 (2,23)
DiDiD 2016/2017	5,59** (2,39)	4,45* (2,43)	3,74 (2,40)
DiDiD 2017/2018	5,47** (2,41)	3,15 (2,42)	2,59 (2,39)
DiDiD 2018/2019	9,28*** (2,59)	6,99*** (2,67)	6,36** (2,62)
BG 2: 8,50 bis unter 8,84 Euro	2,04 (2,30)	2,74 (2,21)	2,79 (2,19)
Placebo 2012/2013	0,13 (3,05)	-0,25 (3,06)	-0,50 (3,02)
Placebo 2014/2015	-2,22 (2,97)	-1,28 (2,91)	-1,58 (2,91)
Placebo 2015/2016	1,21 (2,99)	2,53 (2,88)	2,48 (2,86)
DiDiD 2016/2017	1,37 (2,88)	1,74 (2,80)	1,45 (2,80)
DiDiD 2017/2018	-1,01 (3,06)	-0,30 (2,97)	-0,37 (2,99)
DiDiD 2018/2019	2,74 (3,50)	4,19 (3,52)	3,48 (3,45)
BG 3: 8,84 bis unter 9,19 Euro	5,93** (2,36)	5,81*** (2,24)	6,04*** (2,24)
Placebo 2012/2013	-5,41 (3,30)	-4,90 (3,52)	-5,31 (3,47)
Placebo 2014/2015	-0,22 (4,01)	-2,04 (3,37)	-2,56 (3,39)
Placebo 2015/2016	-5,69* (3,20)	-3,76 (3,05)	-3,42 (3,06)

	1	2	3
Placebo 2016/2017	-4,15 (3,66)	-4,88 (3,36)	-5,28 (3,43)
Placebo 2017/2018	-1,90 (3,37)	-1,84 (3,04)	-2,21 (3,09)
DiDiD 2018/2019	-3,24 (3,47)	-1,32 (3,44)	-1,17 (3,39)
<u>Soziodemografische Charakteristika</u>			
Weiblich		-3,95*** (0,78)	-3,38*** (0,76)
Alter (Referenz: Zwischen 25 und 54 Jahre)		2,75**	1,41
24 Jahre und jünger		(1,33)	(1,33)
55 Jahre und älter		-3,63*** (0,85)	-2,75*** (0,84)
Bildungsabschluss (Referenz: Abgeschlossene Lehre)			
Kein beruflicher Abschluss		-2,50*** (0,84)	-2,43*** (0,83)
Universitätsabschluss		4,89*** (1,28)	4,45*** (1,23)
Unverheiratet		0,84 (0,68)	0,23 (0,66)
Kind(er) im Haushalt		1,63** (0,68)	1,38** (0,67)
Ausländische Staatsangehörigkeit		-3,19*** (0,92)	-3,06*** (0,91)
Ostdeutschland		-7,55*** (0,71)	-7,22*** (0,70)
<u>Beschäftigungscharakteristika</u>			
Befristeter Vertrag		3,37*** (0,86)	2,06** (0,85)
Beschäftigungsart (Referenz: Vollzeitbeschäftigt)			
Teilzeitbeschäftigt		-2,88*** (0,87)	-3,13*** (0,86)
Minjob		-4,27*** (0,93)	-4,20*** (0,92)
Firmengröße (Referenz: 20 bis unter 200 Beschäftigte)			
unter 20 Beschäftigte		-2,11*** (0,73)	-2,15*** (0,72)
200 Beschäftigte und mehr		2,78*** (0,77)	2,93*** (0,76)
Beruf (Referenz: Technische und gleichrangige nicht-technische Berufe)			
Führungskräfte		-4,33 (4,19)	-3,80 (4,18)
Akademische Berufe		12,28*** (3,32)	11,22*** (3,20)
Beruf (Referenz: Technische und gleichrangige nicht-technische Berufe)			
Bürokräfte und verwandte Berufe		-5,24*** (1,27)	-5,22*** (1,24)
Dienstleistungsberufe und Verkauf		-8,91*** (1,04)	-8,93*** (1,02)
Fachkräfte in Land- und Forstwirtschaft		-5,36*	-5,99**

	1	2	3
Handwerks- und verwandte Berufe		(2,76) -3,23**	(2,56) -2,93**
Bedienung von Anlagen und Maschinen		(1,38) -6,11***	(1,38) -6,39***
Hilfsarbeitskräfte		(1,47) -8,90***	(1,45) -8,80***
		(1,15)	(1,13)
Veränderung der Beschäftigung			
Arbeitsplatzwechsel			13,03***
			(1,47)
Berufswechsel			-0,66
			(2,00)
Adj. R ²	0,08	0,13	0,15
Beobachtungen	9.737	8.807	8.763

Quelle: SOEP.v36eu. – Anmerkungen: OLS-Regressionsergebnisse für den individuellen DiDiD-Ansatz entsprechend Beschreibung in Kapitel 2.5. Effekte entsprechend Tab. 3.6 zuzüglich Ausweisung der Kontrollvariablen. Alle Koeffizienten sind in Prozent ausgewiesen. Robuste Standardfehler in Klammern, auf Personenebene geclustert mit * $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$. Es werden keine Hochrechnungsfaktoren verwendet. Die Spalten unterscheiden sich durch die berücksichtigten Kontrollvariablen (1: keine; 2: soziodemografische und Beschäftigungscharakteristika; 3: zusätzlich Variablen zum Stellen- und Berufswechsel). Die Referenzgruppe in Spalte 3 ist männlich, verheiratet, hat keine Kinder unter 16 Jahren im Haushalt, arbeitet unbefristet in Vollzeit in einem technischen oder gleichrangigen nichttechnischen Beruf und in einer mittelgroßen Firma, hat ein mittleres Bildungsniveau, die deutsche Staatsangehörigkeit, wohnt in Westdeutschland und berichtet keinen Arbeitsplatz- und Berufswechsel. Basierend auf der Längsschnittstichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3. Kontroll- sowie Behandlungsgruppen (KG, BG) werden entsprechend Kapitel 2.5 eingeteilt.

Tab. A 3.2: Mindestlohneffekte auf das relative Wachstum von vertraglichen Stundenlöhnen: separate Schätzungen

a) Effekte der Mindestlohneinführung 2015	1	2	3
Konstante (KG: 8,50 bis unter 10 Euro)	6,87*** (0,88)	16,23*** (1,79)	14,46*** (1,76)
2012/2013	-0,55 (1,21)	-1,02 (1,24)	-0,86 (1,23)
2014/2015	-1,04 (1,21)	-0,72 (1,17)	-0,83 (1,17)
2015/2016	-0,54 (1,19)	0,58 (1,16)	0,67 (1,15)
BG: Unter 8,50 Euro	13,17*** (1,37)	15,66*** (1,40)	15,58*** (1,38)
Placebo 2012/2013	-3,56* (1,91)	-4,04** (1,95)	-4,09** (1,93)
DiDiD 2014/2015	3,46* (1,93)	3,55* (1,94)	3,27* (1,91)
DiDiD 2015/2016	3,32 (2,08)	2,19 (2,05)	1,92 (2,02)
Soziodemografische Charakteristika		ja	ja
Beschäftigungscharakteristika		ja	ja
Veränderung der Beschäftigung			ja
Adj. R ²	0,06	0,11	0,13
Beobachtungen	6.293	5.777	5.748

b) Effekte der Mindestloohnerhöhung 2017	1	2	3
Konstante (KG: 8,84 bis unter 10 Euro)	5,46*** (0,94)	19,54*** (2,41)	18,02*** (2,36)
2016/2017	0,90 (1,28)	1,55 (1,22)	1,67 (1,23)
2017/2018	2,96** (1,39)	3,52*** (1,32)	3,57*** (1,32)
BG: Unter 8,84 Euro	14,72*** (1,50)	17,15*** (1,48)	16,23*** (1,44)
DiDiD 2016/2017	0,54 (2,15)	0,16 (2,12)	0,45 (2,09)
DiDiD 2017/2018	0,16 (2,23)	-1,22 (2,16)	-1,47 (2,11)
Soziodemografische Charakteristika		ja	ja
Beschäftigungscharakteristika		ja	ja
Veränderung der Beschäftigung			ja
Adj. R ²	0,05	0,14	0,16
Beobachtungen	3.868	3.519	3.446

c) Effekte der Mindestloohnerhöhung 2019	1	2	3
Konstante (KG: 9,19 bis unter 10 Euro)	7,60*** (1,18)	17,88*** (3,05)	16,69*** (3,00)
2018/2019	1,68 (1,63)	1,75 (1,66)	1,02 (1,56)
BG: Unter 9,19 Euro	14,21*** (1,67)	14,84*** (1,65)	14,11*** (1,62)
DiDiD 2018/2019	3,83 (2,40)	3,74 (2,42)	3,58 (2,35)
Soziodemografische Charakteristika		ja	ja
Beschäftigungscharakteristika		ja	ja
Veränderung der Beschäftigung			ja
Adj. R ²	0,06	0,15	0,16
Beobachtungen	2.370	2.083	1.995

Quelle: SOEP.v36eu. – Anmerkungen: OLS-Regressionsergebnisse für den individuellen DiDiD-Ansatz. Im Gegensatz zur Beschreibung in Kapitel 2.5 werden die Mindestlohneinführung sowie die Erhöhungen des Mindestlohns in separaten Schätzungen analysiert. Die jeweilige Behandlungsgruppe umfasst alle Beschäftigten mit Stundenlöhnen unterhalb der jeweils untersuchten Mindestlohngrenze im Ausgangsjahr. Die Kontrollgruppe umfasst Beschäftigte mit Stundenlöhnen oberhalb dieser Grenze bis unter 10 Euro. Alle Koeffizienten sind in Prozent ausgewiesen. Robuste Standardfehler in Klammern, auf Personenebene geclustert mit * $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$. Es werden keine Hochrechnungsfaktoren verwendet. Die Spalten unterscheiden sich durch die berücksichtigten Kontrollvariablen (1: keine; 2: soziodemografische und Beschäftigungscharakteristika; 3: zusätzlich Variablen zum Stellen- und Berufswechsel). Die Referenzgruppe in Spalte 3 ist männlich, verheiratet, hat keine Kinder unter 16 Jahren im Haushalt, arbeitet unbefristet in Vollzeit in einem technischen oder gleichrangigen nichttechnischen Beruf und in einer mittelgroßen Firma, hat ein mittleres Bildungsniveau, die deutsche Staatsangehörigkeit, wohnt in Westdeutschland und berichtet keinen Arbeitsplatz- und Berufswechsel. Die übrigen Kategorien der Kontrollvariablen sind in Tab. A 2.2 und Tab. A 2.3 ausgewiesen. Basierend auf der Längsschnittstichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3. Kontroll- sowie Behandlungsgruppen (KG, BG) werden entsprechend Kapitel 2.5 eingeteilt.

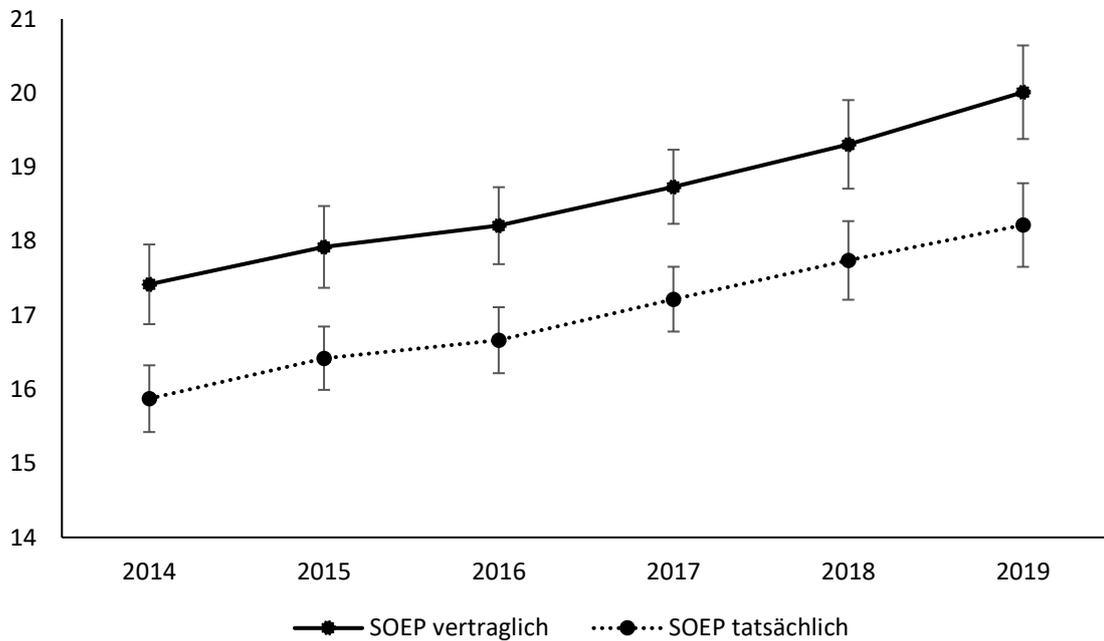
Tab. A 3.3: Mindestlohneffekte auf das Wachstum von vertraglichen Stundenlöhnen: regionaler DiD-Ansatz

	1	2	3
Konstante	0,048*** (0,018)	0,048*** (0,018)	0,040** (0,018)
2012/2013	0,005 (0,027)	0,013 (0,027)	0,006 (0,027)
2014/2015	-0,011 (0,027)	-0,014 (0,027)	-0,013 (0,027)
2015/2016	-0,011 (0,025)	-0,015 (0,025)	-0,017 (0,024)
2016/2017	-0,009 (0,025)	-0,01 (0,025)	-0,013 (0,024)
2017/2018	0,018 (0,026)	0,019 (0,026)	0,017 (0,025)
2018/2019	-0,004 (0,027)	-0,008 (0,025)	-0,007 (0,025)
Kaitz	0,011 (0,028)	-0,021 (0,029)	-0,02 (0,028)
Kaitz x Jahr (Referenz: 2013/2014)			
Placebo 2012/2013	-0,026 (0,043)	-0,036 (0,042)	-0,022 (0,042)
DiD 2014/2015	0,012 (0,042)	0,019 (0,042)	0,017 (0,042)
DiD 2015/2016	0,01 (0,040)	0,017 (0,039)	0,020 (0,038)
DiD 2016/2017	0,018 (0,039)	0,022 (0,037)	0,025 (0,037)
DiD 2017/2018	-0,027 (0,043)	-0,028 (0,042)	-0,026 (0,041)
DiD 2018/2019	0,012 (0,044)	0,018 (0,040)	0,016 (0,040)
Soziodemografische Charakteristika		ja	ja
Beschäftigungscharakteristika		ja	ja
Veränderung der Beschäftigung			ja
Beobachtungen	68.747	64.155	63.852

Quelle: SOEP.v36eu. – Anmerkungen: OLS-Regressionsergebnisse für den regionalen DiD-Ansatz entsprechend Beschreibung in Kapitel 2.5 (abhängige Variable: Logarithmus der vertraglichen Stundenlöhne). Alle Koeffizienten sind in Prozent ausgewiesen. Robuste Standardfehler in Klammern, auf Personenebene geclustert mit * p < 0,1, ** p < 0,05, *** p < 0,01. Es werden keine Hochrechnungsfaktoren verwendet. Die Spalten unterscheiden sich durch die berücksichtigten Kontrollvariablen (1: keine; 2: soziodemografische und Beschäftigungscharakteristika; 3: zusätzlich Variablen zum Stellen- und Berufswechsel). Die Referenzgruppe ist männlich, verheiratet, hat keine Kinder unter 16 Jahren im Haushalt, arbeitet unbefristet in Vollzeit in einem technischen oder gleichrangigen nichttechnischen Beruf und in einer mittelgroßen Firma, hat ein mittleres Bildungsniveau, die deutsche Staatsangehörigkeit, wohnt in Westdeutschland und berichtet keinen Arbeitsplatz- und Berufswechsel. Die übrigen Kategorien der Kontrollvariablen sind in Tab. A 2.2 und Tab. A 2.3 ausgewiesen. Basierend auf der Längsschnittstichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3.

Abb. A 3.1 Durchschnitte der Stundenlöhne nach Jahren, Berechnung der Konfidenzintervalle durch Bootstrapping-Verfahren

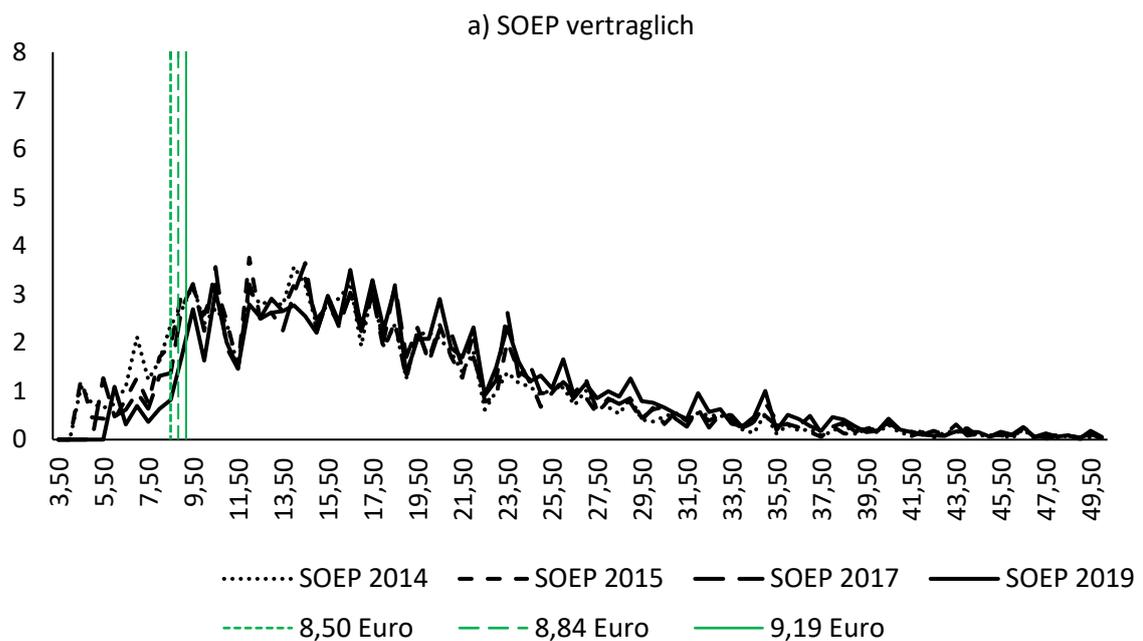
in Euro (y-Achse) pro Jahr (x-Achse)



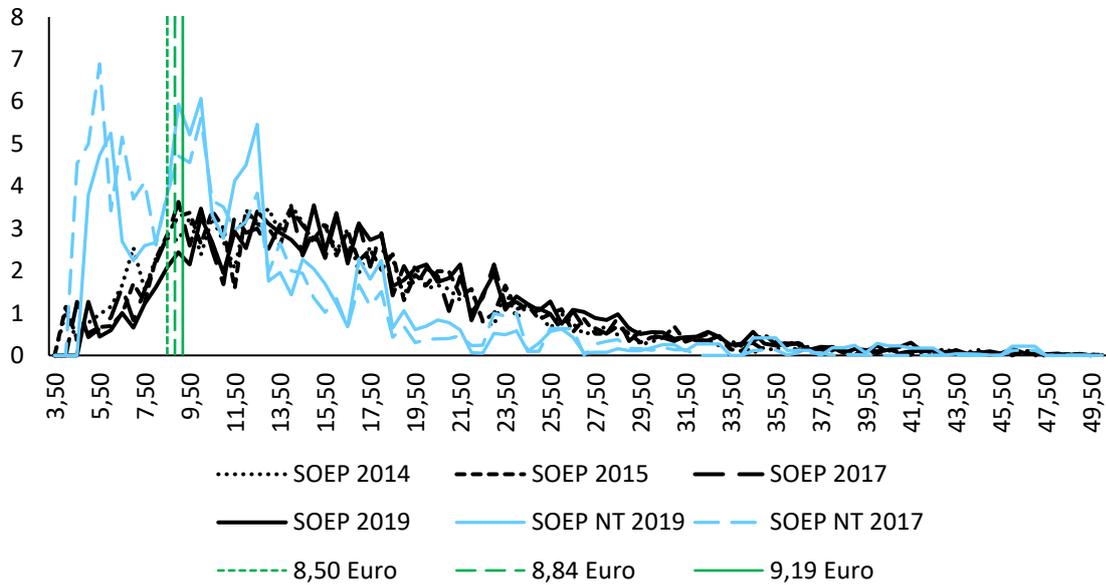
Quelle: SOEP.v36eu – Anmerkungen: Obere und untere Grenzen beziehen sich auf ein 95-Prozent-Konfidenzintervall, das per Bootstrapping-Verfahren mit 200 Replikationen (vgl. Burauel et al. 2018) berechnet wurde. Gewichtete Ergebnisse. Basierend auf der Querschnittsstichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3.

Abb. A 3.2: Verteilung der Stundenlöhne nach Jahren (gesamte Verteilung)

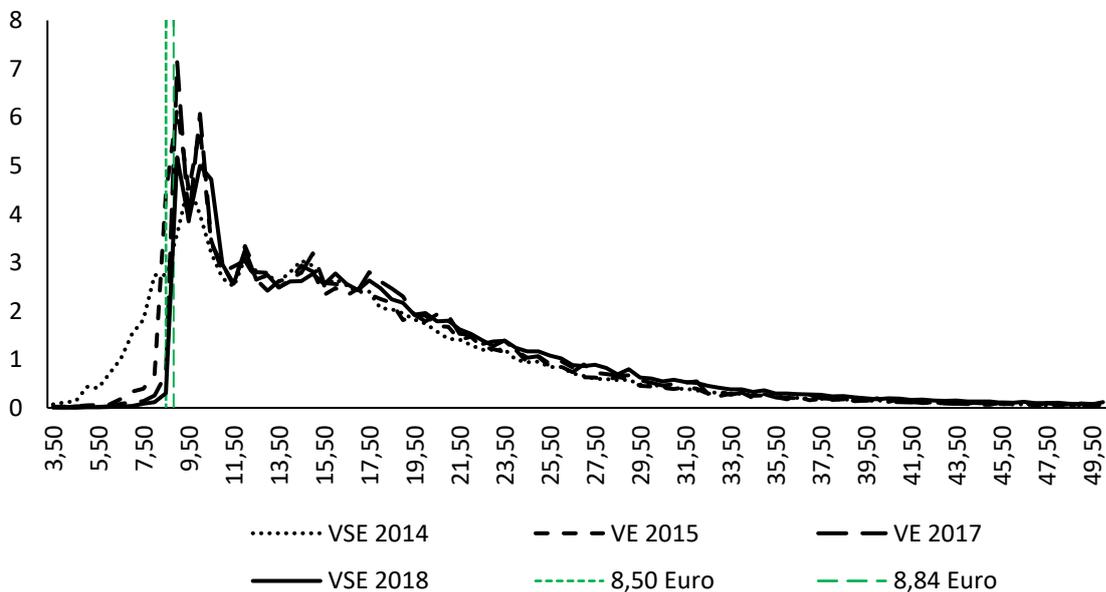
in % (y-Achse) pro Stundenlohnklasse (x-Achse)



b) SOEP tatsächlich

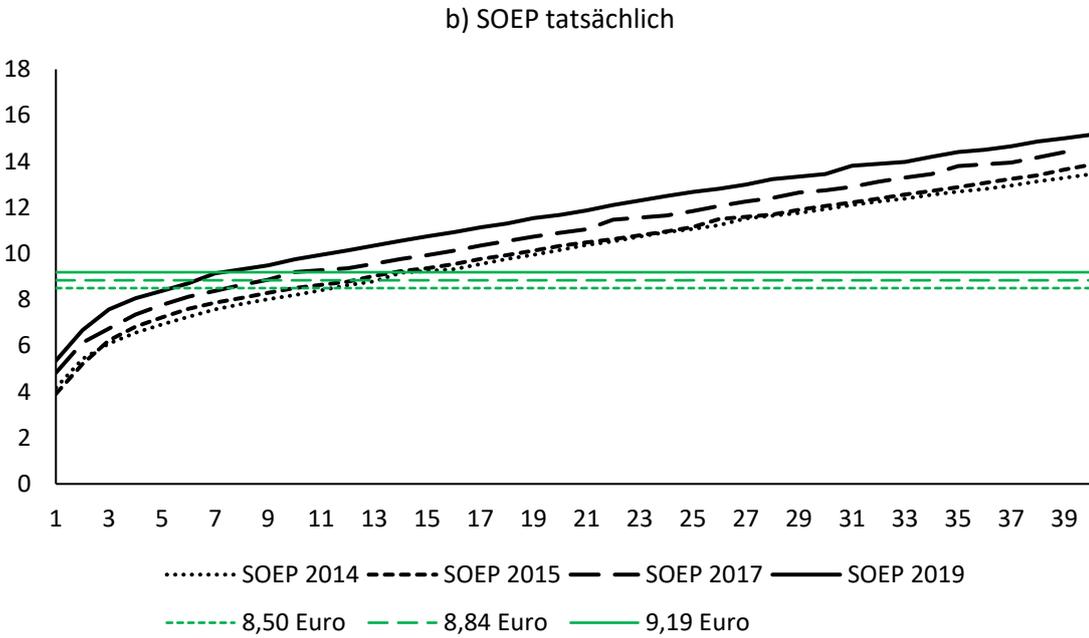
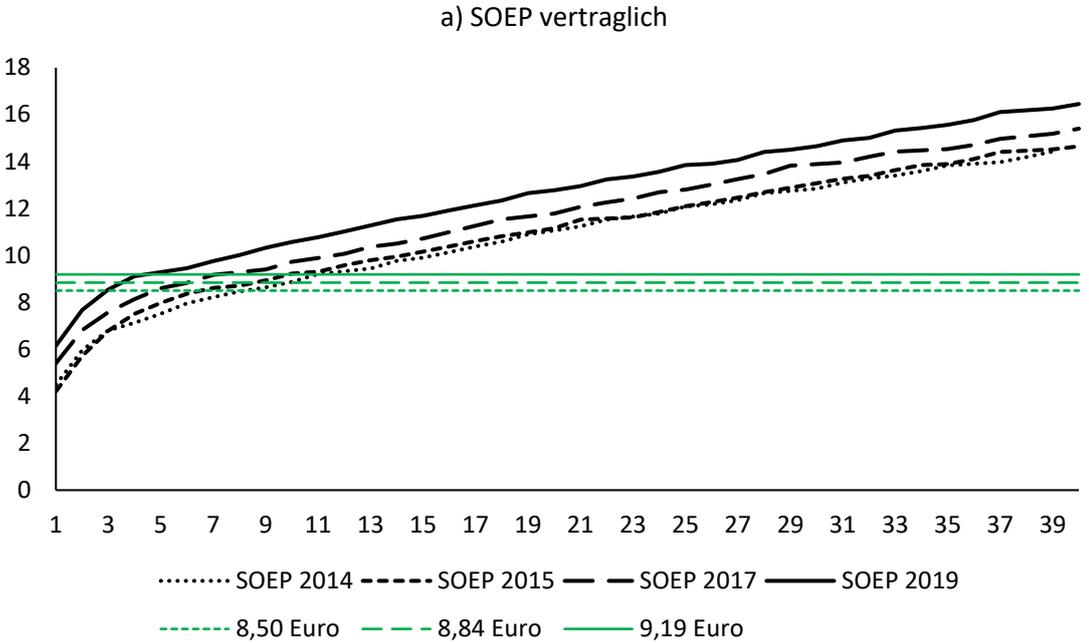


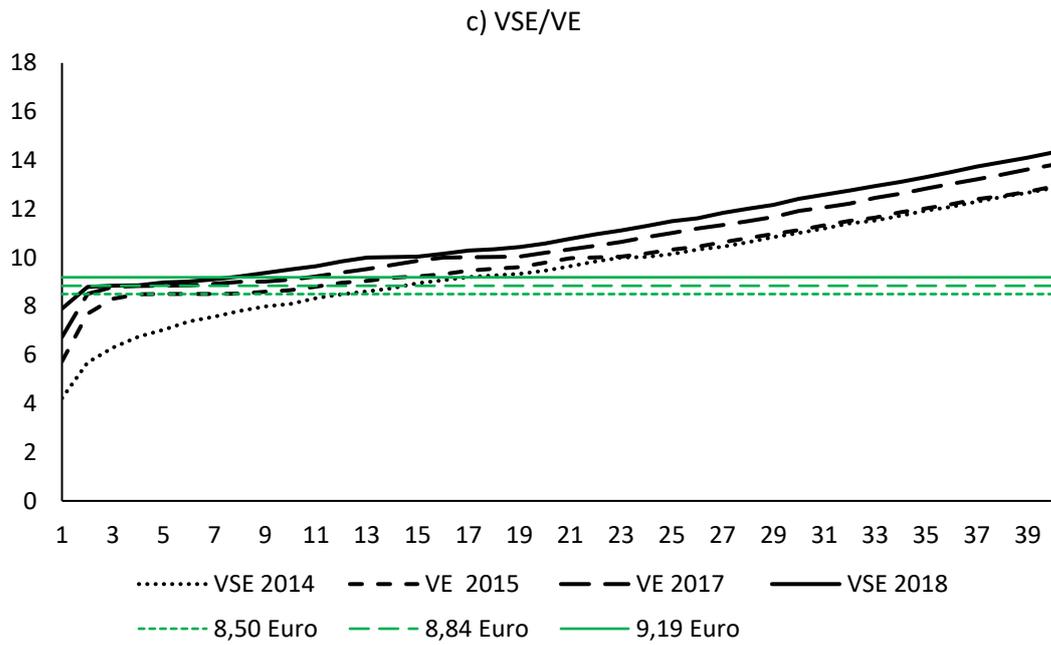
c) VSE/VE



Quellen: SOEP.v36eu, VSE 2014 und 2018, VE 2015 und 2017. – Anmerkungen: Stundenlöhne in 50-Cent-Klassen von 0 bis 50 Euro gruppiert. Die vertikale Linie beim x-Achsenwert 8,50 markiert Stundenlöhne über 8,00 Euro bis 8,50 Euro. Gewichtete Ergebnisse. Basierend auf der Querschnittsstichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3. NT – Nebentätigkeiten.

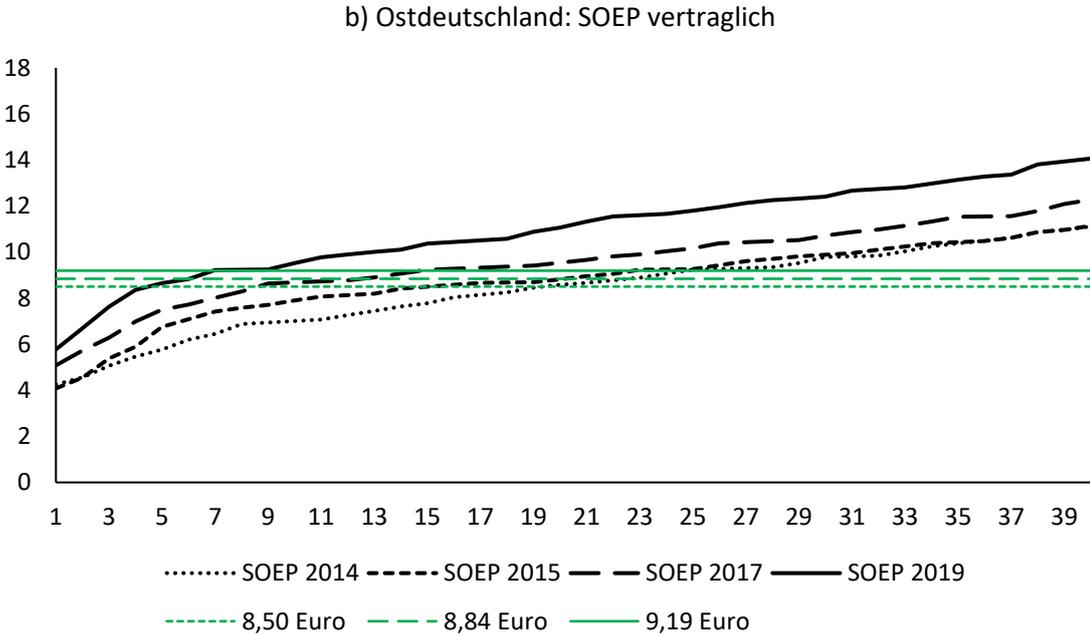
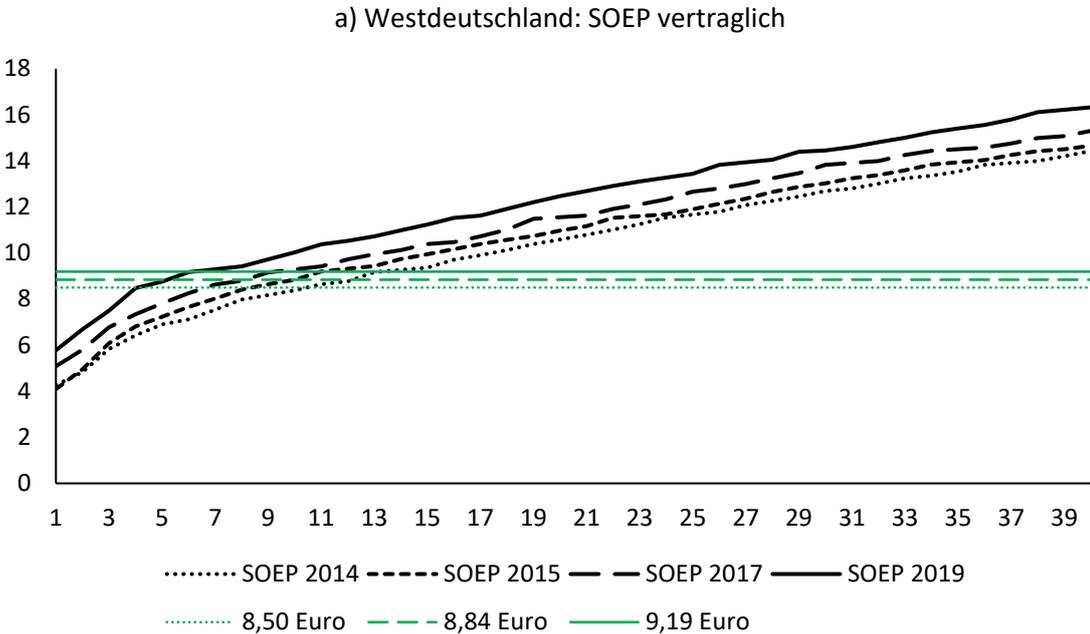
Abb. A 3.3: Pen's Paraden der Stundenlöhne nach Jahren für sozialversicherungspflichtig Beschäftigte
in Euro (y-Achse) pro Perzentil (x-Achse)



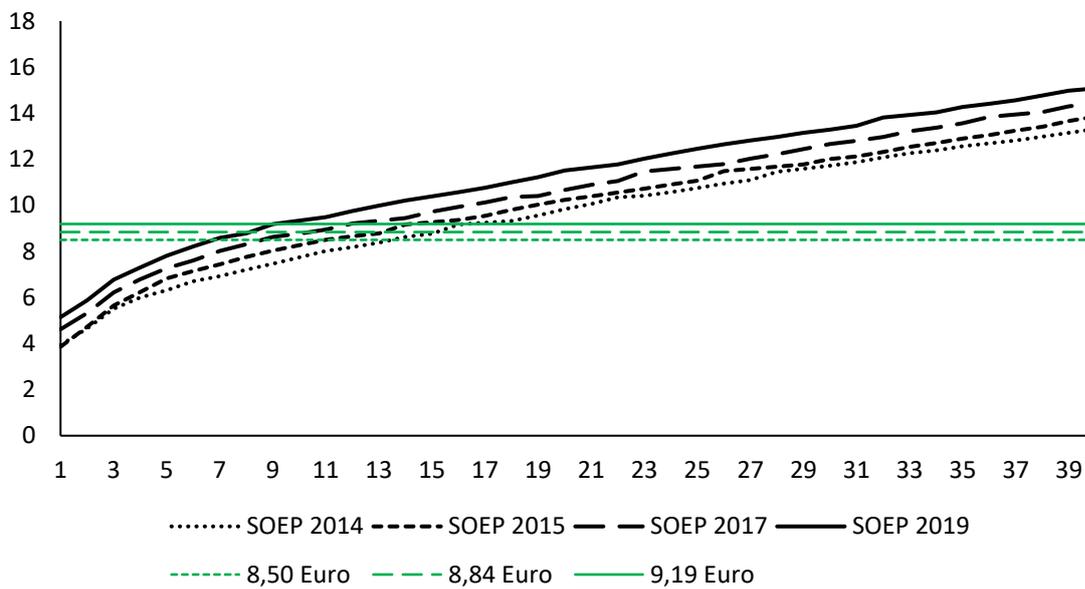


Quellen: SOEP.v36eu, VSE 2014 und 2018, VE 2015 und 2017. – Anmerkungen: Perzentile der Lohnverteilung bis zum 40. Perzentil in 1-Prozent-Perzentilen gruppiert. Gewichtete Ergebnisse. Basierend auf der Querschnittsstichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3.

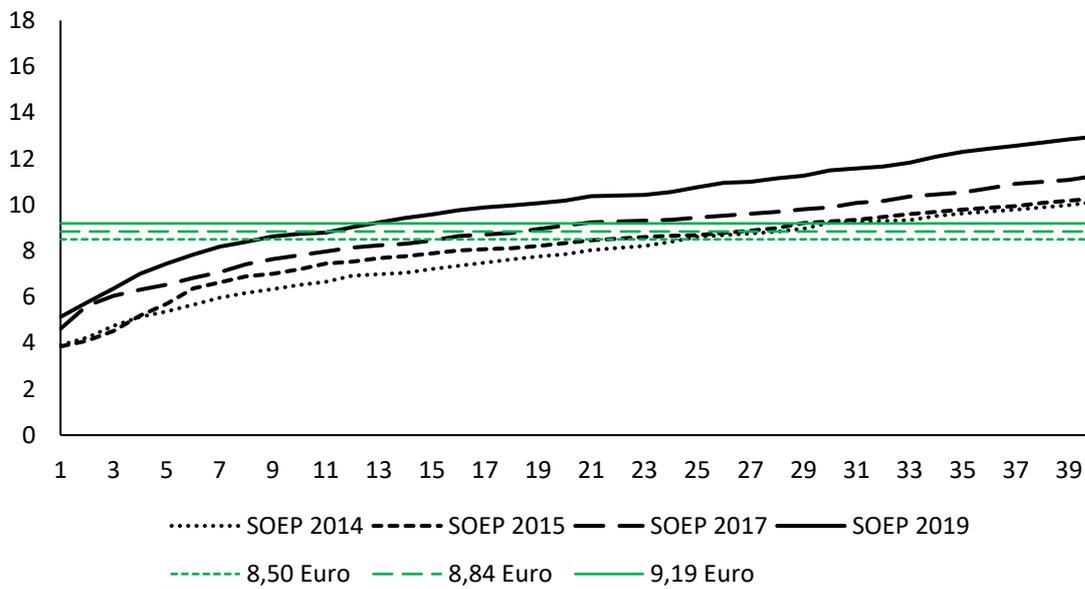
Abb. A 3.4: Pen's Paraden der Stundenlöhne nach Jahren für Ost- und Westdeutschland
 in Euro (y-Achse) pro Perzentil (x-Achse)



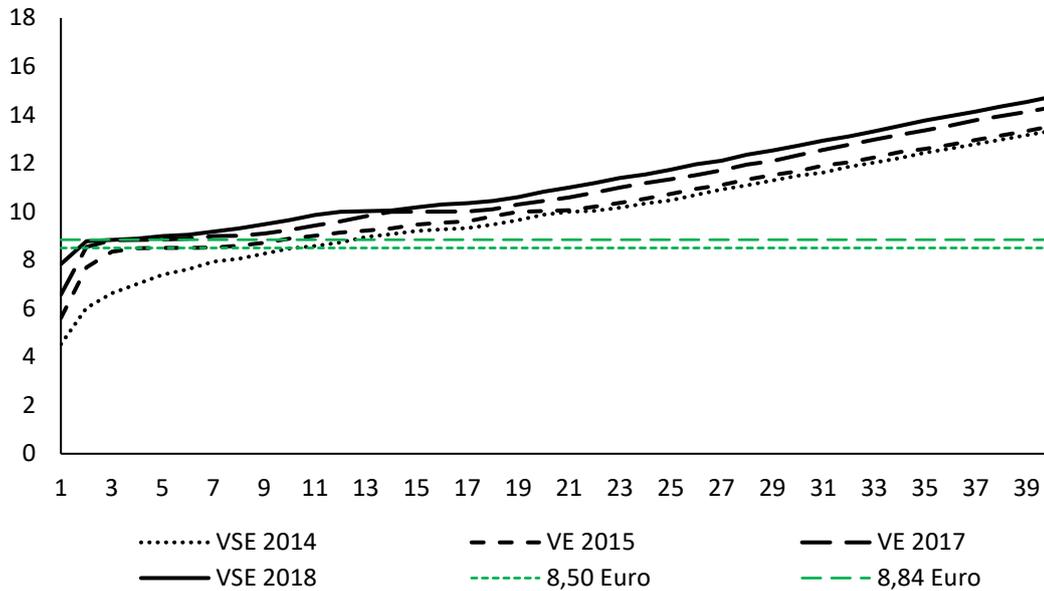
c) Westdeutschland: SOEP tatsächlich



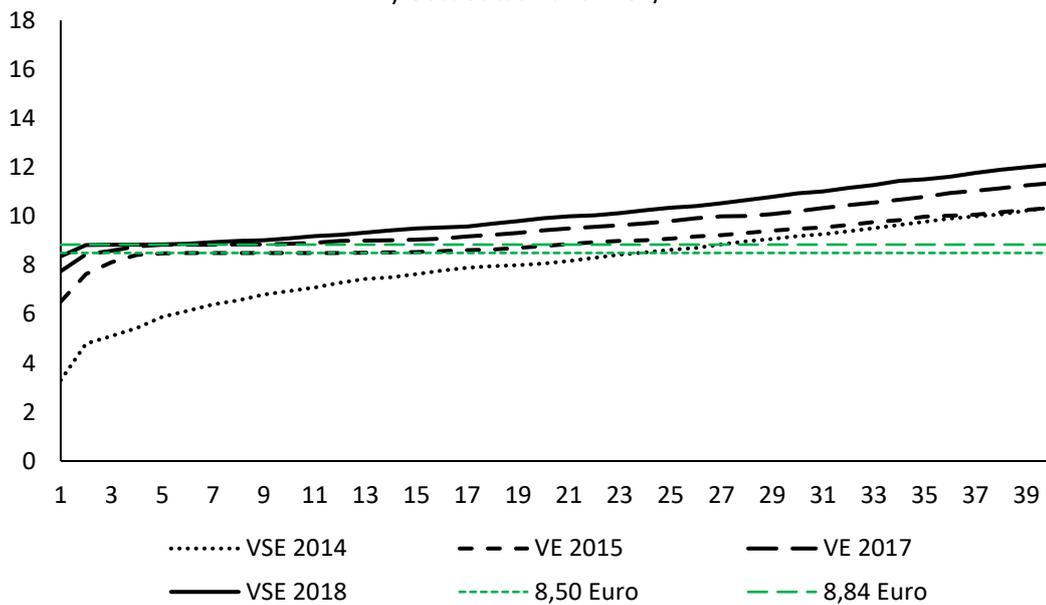
d) Ostdeutschland: SOEP tatsächlich



e) Westdeutschland: VSE/VE



f) Ostdeutschland: VSE/VE



Quellen: SOEP.v36eu, VSE 2014 und 2018, VE 2015 und 2017. – Anmerkungen: Perzentile der Lohnverteilung bis zum 40. Perzentil in 1-Prozent-Perzentilen gruppiert. Gewichtete Ergebnisse. Basierend auf der Querschnittsstichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3.

Tab. A 4.1: Robustheitsanalysen für Bruttomonatslöhne

	Basisspezifika- tion: KG<10 Euro	KG<12 Euro	KG<Nied- riglohn	BG+5 Cent	Lohn Jahr t>8,16 Euro
Konstante (KG: 9,19 bis un- ter 10 Euro)	8,86*** (2,13)	9,17*** (1,24)	8,61*** (1,96)	6,01** (2,44)	8,64*** (2,16)
2012/2013	2,97 (1,89)	1,15 (0,99)	3,16* (1,88)	7,08*** (2,25)	2,90 (1,93)
2014/2015	3,14 (1,96)	0,48 (1,00)	2,39 (1,80)	5,74** (2,57)	3,12 (1,99)
2015/2016	3,45* (1,87)	0,85 (0,97)	2,66 (1,68)	5,27** (2,37)	3,52* (1,98)
2016/2017	4,54** (1,87)	2,38** (0,99)	4,37** (1,70)	5,83** (2,43)	4,05** (2,00)
2017/2018	6,22*** (2,04)	3,27*** (0,98)	4,99*** (1,63)	9,08*** (2,41)	6,03*** (1,96)
2018/2019	5,92*** (2,20)	3,46*** (1,04)	5,24*** (1,66)	8,84*** (2,54)	6,11*** (2,07)
BG 1: Unter 8,50 Euro	14,35*** (1,96)	12,54*** (1,55)	14,20*** (1,95)	16,99*** (2,30)	5,02 (3,20)
Placebo 2012/2013	-6,44** (2,71)	-4,55** (2,19)	-6,57** (2,70)	-10,47*** (2,98)	-2,21 (4,49)
DiDiD 2014/2015	-2,09 (2,83)	0,64 (2,28)	-1,32 (2,73)	-4,73 (3,25)	-1,89 (4,46)
DiDiD 2015/2016	-2,04 (2,88)	0,45 (2,41)	-1,29 (2,76)	-4,50 (3,20)	2,36 (4,58)
DiDiD 2016/2017	2,01 (3,34)	4,14 (2,97)	2,18 (3,27)	0,57 (3,63)	2,32 (4,70)
DiDiD 2017/2018	-2,22 (3,25)	0,78 (2,73)	-0,96 (3,03)	-5,27 (3,47)	-1,38 (4,63)
DiDiD 2018/2019	3,08 (4,09)	5,69 (3,60)	3,76 (3,82)	-0,84 (4,21)	1,17 (5,08)
BG 2: 8,50 bis unter 8,84 Euro	6,17** (2,52)	4,65** (2,22)	6,10** (2,52)	8,28*** (2,75)	6,46** (2,61)
Placebo 2012/2013	-3,03 (3,78)	-0,94 (3,39)	-3,10 (3,77)	-6,43* (3,88)	-3,13 (3,92)
Placebo 2014/2015	-6,98* (3,69)	-4,46 (3,26)	-6,27* (3,61)	-8,28** (4,01)	-7,29* (3,79)
Placebo 2015/2016	-5,04 (3,74)	-2,65 (3,35)	-4,32 (3,64)	-5,43 (4,00)	-5,27 (3,58)
DiDiD 2016/2017	-2,23 (3,42)	-0,43 (3,03)	-2,21 (3,34)	-3,23 (3,72)	-2,25 (3,74)
DiDiD 2017/2018	-8,35** (3,69)	-5,80* (3,22)	-7,26** (3,48)	-10,38*** (3,82)	-8,75** (3,70)
DiDiD 2018/2019	-6,01 (5,12)	-3,76 (4,70)	-5,41 (4,89)	-6,03 (5,07)	-6,06 (4,00)
BG 3: 8,84 bis unter 9,19 Euro	1,90 (2,81)	0,31 (2,51)	1,77 (2,79)	6,29** (2,47)	1,36 (3,36)
Placebo 2012/2013	-11,16* (6,77)	-9,14 (6,48)	-11,30* (6,73)	-11,89*** (3,79)	-10,51** (4,94)
Placebo 2014/2015	-2,79	0,03	-1,98	-6,66*	-1,78

	Basisspezifikation: KG<10 Euro	KG<12 Euro	KG<Niedriglohn	BG+5 Cent	Lohn Jahr t>8,16 Euro
	(3,92)	(3,44)	(3,79)	(3,56)	(4,88)
Placebo 2015/2016	0,10	2,25	0,66	-3,43	-0,37
	(3,65)	(3,24)	(3,53)	(3,36)	(4,79)
Placebo 2016/2017	0,35	2,45	0,51	-2,28	0,79
	(3,88)	(3,48)	(3,78)	(3,36)	(5,12)
Placebo 2017/2018	-1,04	1,70	0,12	-5,74	-0,72
	(3,90)	(3,45)	(3,70)	(3,59)	(4,67)
DiDiD 2018/2019	5,58	8,11*	6,20	-3,85	6,11
	(4,60)	(4,16)	(4,36)	(4,07)	(4,92)
Kontrollvariablen	ja	ja	ja	ja	ja
Adj. R ²	0,11	0,10	0,10	0,11	0,06
Beobachtungen	8.763	14.770	10.624	8.763	5.014

Quelle: SOEP.v36eu. – Anmerkungen: OLS-Regressionsergebnisse für den individuellen DiDiD-Ansatz entsprechend Beschreibung in Kapitel 2.5. Die abhängige Variable ist die Differenz der logarithmierten Bruttomonatslöhne zwischen zwei Jahren. Basisspezifikation entspricht Spalte 3 in Tab. 3.8. Weitere Spezifikationen entsprechend der Spaltentitel: höhere Lohnobergrenzen für KG (2 und 3) bzw. die BG (Spalte 4), Einführung einer Lohnuntergrenze für die KG (Spalte 5). Alle Koeffizienten sind in Prozent ausgewiesen. Robuste Standardfehler in Klammern, auf Personenebene geclustert mit * $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$. Es werden keine Hochrechnungsfaktoren verwendet. Die verwendeten Kontrollvariablen umfassen soziodemografische und Beschäftigungscharakteristika sowie Variablen zum Stellen- und Berufswechsel. Die Referenzgruppe ist männlich, verheiratet, hat keine Kinder unter 16 Jahren im Haushalt, arbeitet unbefristet in Vollzeit in einem technischen oder gleichrangigen nichttechnischen Beruf und in einer mittelgroßen Firma, hat ein mittleres Bildungsniveau, die deutsche Staatsangehörigkeit, wohnt in Westdeutschland und berichtet keinen Arbeitsplatz- und Berufswechsel. Die übrigen Kategorien der Kontrollvariablen sind in Tab. A 2.2 und Tab. A 2.3 ausgewiesen. Basierend auf der Längsschnittstichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3. Kontroll- sowie Behandlungsgruppen (KG, BG) werden entsprechend Kapitel 2.5 anhand von vertraglichen Stundenlöhnen eingeteilt.

Tab. A 4.2: Tests auf *Spillover*-Effekte für Bruttomonatslöhne

	Basisspezifikation	<i>Spillover</i> -Effekte	Umgekehrte KG1 und KG2
Konstante (KG 1: 9,19 bis unter 10 Euro bzw. KG 2: 10 bis unter 11,50 Euro)	8,86***	7,71***	8,90***
	(2,13)	(1,82)	(1,50)
2012/2013	2,97	3,10*	1,34
	(1,89)	(1,87)	(1,33)
2014/2015	3,14	3,09	-0,45
	(1,96)	(1,95)	(1,46)
2015/2016	3,45*	3,50*	0,78
	(1,87)	(1,86)	(1,47)
2016/2017	4,54**	4,36**	2,96*
	(1,87)	(1,85)	(1,52)
2017/2018	6,22***	6,04***	2,82**
	(2,04)	(2,01)	(1,37)
2018/2019	5,92***	5,77***	3,64**
	(2,20)	(2,19)	(1,45)
BG 1: Unter 8,50 Euro	14,35***	14,01***	12,82***
	(1,96)	(1,94)	(1,70)
Placebo 2012/2013	-6,44**	-6,56**	-4,80**
	(2,71)	(2,70)	(2,37)
DiDiD 2014/2015	-2,09	-2,00	1,54
	(2,83)	(2,83)	(2,52)
DiDiD 2015/2016	-2,04	-2,18	0,55
	(2,88)	(2,88)	(2,64)
DiDiD 2016/2017	2,01	2,20	3,60
	(3,34)	(3,34)	(3,19)
DiDiD 2017/2018	-2,22	-2,00	1,22
	(3,25)	(3,25)	(2,89)
DiDiD 2018/2019	3,08	3,36	5,49
	(4,09)	(4,09)	(3,74)
BG 2: 8,50 bis unter 8,84 Euro	6,17**	6,02**	4,83**
	(2,52)	(2,51)	(2,32)
Placebo 2012/2013	-3,03	-2,89	-1,13
	(3,78)	(3,76)	(3,50)
Placebo 2014/2015	-6,98*	-6,95*	-3,41
	(3,69)	(3,68)	(3,44)
Placebo 2015/2016	-5,04	-5,21	-2,48
	(3,74)	(3,73)	(3,53)
DiDiD 2016/2017	-2,23	-2,33	-0,93
	(3,42)	(3,42)	(3,24)
DiDiD 2017/2018	-8,35**	-8,44**	-5,23
	(3,69)	(3,68)	(3,36)
DiDiD 2018/2019	-6,01	-5,90	-3,77
	(5,12)	(5,09)	(4,80)
BG 3: 8,84 bis unter 9,19 Euro	1,90	1,71	0,52
	(2,81)	(2,77)	(2,61)
Placebo 2012/2013	-11,16*	-11,12*	-9,36
	(6,77)	(6,70)	(6,57)
Placebo 2014/2015	-2,79	-2,60	0,94
	(3,92)	(3,84)	(3,61)
Placebo 2015/2016	0,10	-0,33	2,39
	(3,65)	(3,61)	(3,43)

	Basisspezifikation	Spillover-Effekte	Umgekehrte KG1 und KG2
Placebo 2016/2017	0,35 (3,88)	0,48 (3,83)	1,88 (3,69)
Placebo 2017/2018	-1,04 (3,90)	-1,06 (3,86)	2,16 (3,60)
DiDiD 2018/2019	5,58 (4,60)	5,75 (4,59)	7,88* (4,28)
KG 2: 10 bis 11,50 Euro bzw. KG 1: 9,19 bis unter 10 Euro		1,19 (1,66)	-1,19 (1,66)
Placebo 2012/2013		-1,76 (2,28)	1,76 (2,28)
Placebo 2014/2015		-3,54 (2,43)	3,54 (2,43)
Placebo 2015/2016		-2,73 (2,37)	2,73 (2,37)
Placebo 2016/2017		-1,40 (2,39)	1,40 (2,39)
Placebo 2017/2018		-3,22 (2,42)	3,22 (2,42)
Placebo 2018/2019		-2,13 (2,62)	2,13 (2,62)
Kontrollvariablen	ja	ja	ja
Adj. R ²	0,11	0,10	0,10
Beobachtungen	8.763	12.812	12.812

Quelle: SOEP.v36eu. – Anmerkungen: OLS-Regressionsergebnisse für den individuellen DiDiD-Ansatz entsprechend Beschreibung in Kapitel 2.5. Die abhängige Variable ist die Differenz der logarithmierten Bruttomonatslöhne zwischen zwei Jahren. Basisspezifikation entspricht Spalte 3 in Tab. 3.8. Weitere Spezifikationen entsprechend der Spaltenüberschriften: 2 ergänzt die zusätzliche Kontrollgruppe KG 2 (Effekte weiterhin relativ zu KG 1), 3 weist Effekte relativ zu KG 2 aus. Alle Koeffizienten sind in Prozent ausgewiesen. Robuste Standardfehler in Klammern, auf Personenebene geclustert mit * $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$. Es werden keine Hochrechnungsfaktoren verwendet. Die verwendeten Kontrollvariablen umfassen soziodemografische und Beschäftigungscharakteristika sowie Variablen zum Stellen- und Berufswechsel. Die Referenzgruppe ist männlich, verheiratet, hat keine Kinder unter 16 Jahren im Haushalt, arbeitet unbefristet in Vollzeit in einem technischen oder gleichrangigen nichttechnischen Beruf und in einer mittelgroßen Firma, hat ein mittleres Bildungsniveau, die deutsche Staatsangehörigkeit, wohnt in Westdeutschland und berichtet keinen Arbeitsplatz- und Berufswechsel. Die übrigen Kategorien der Kontrollvariablen sind in Tab. A 2.2 und Tab. A 2.3 ausgewiesen. Basierend auf der Längsschnittstichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3. Kontroll- sowie Behandlungsgruppen (KG, BG) werden entsprechend Kapitel 2.5 eingeteilt.

Tab. A 4.3: Heterogenitätsanalysen nach Beschäftigungsart für Monatslöhne

	Basisspezifikation	Vollzeit	Teilzeit	Minijob
Konstante (KG: 9,19 bis unter 10 Euro)	8,86*** (2,13)	12,16*** (2,34)	26,71*** (6,45)	15,01* (8,42)
2012/2013	2,97 (1,89)	1,24 (2,42)	2,42 (5,69)	7,91 (8,69)
2014/2015	3,14 (1,96)	0,67 (2,43)	2,07 (6,12)	13,63 (9,69)
2015/2016	3,45* (1,87)	1,18 (2,46)	4,70 (5,78)	10,45 (9,38)
2016/2017	4,54** (1,87)	2,03 (2,45)	1,69 (5,94)	17,02* (9,93)
2017/2018	6,22*** (2,04)	3,61 (2,41)	2,10 (5,85)	20,38** (9,67)
2018/2019	5,92*** (2,20)	4,07 (2,61)	8,58 (6,05)	9,99 (9,41)
BG 1: Unter 8,50 Euro	14,35*** (1,96)	14,48*** (2,12)	9,29* (5,05)	17,04** (7,17)
Placebo 2012/2013	-6,44** (2,71)	-5,94* (3,07)	-6,22 (7,09)	-9,01 (9,59)
DiDiD 2014/2015	-2,09 (2,83)	-1,35 (3,15)	2,23 (7,46)	-11,18 (10,55)
DiDiD 2015/2016	-2,04 (2,88)	-2,18 (3,25)	10,67 (7,35)	-15,38 (10,39)
DiDiD 2016/2017	2,01 (3,34)	1,55 (3,43)	7,22 (7,67)	-11,05 (11,03)
DiDiD 2017/2018	-2,22 (3,25)	0,79 (3,38)	14,53* (7,56)	-23,89** (10,83)
DiDiD 2018/2019	3,08 (4,09)	10,73*** (3,72)	-5,19 (8,10)	-4,34 (10,86)
BG 2: 8,50 bis unter 8,84 Euro	6,17** (2,52)	2,93 (3,32)	5,64 (8,36)	13,91 (10,59)
Placebo 2012/2013	-3,03 (3,78)	1,23 (4,79)	-10,63 (12,42)	3,17 (21,89)
Placebo 2014/2015	-6,98* (3,69)	0,55 (4,82)	-7,99 (13,01)	-29,55** (14,93)
Placebo 2015/2016	-5,04 (3,74)	0,79 (4,59)	-0,90 (11,74)	-17,75 (14,12)
DiDiD 2016/2017	-2,23 (3,42)	3,37 (4,87)	-1,48 (12,15)	-17,31 (14,69)
DiDiD 2017/2018	-8,35** (3,69)	1,55 (4,93)	-4,77 (11,56)	-31,88** (14,42)
DiDiD 2018/2019	-6,01 (5,12)	-1,37 (5,56)	-4,41 (12,47)	-19,04 (14,44)
BG 3: 8,84 bis unter 9,19 Euro	1,90 (2,81)	4,26 (3,94)	-10,12 (11,21)	-14,79 (19,49)
Placebo 2012/2013	-11,16* (6,77)	-19,18*** (5,90)	15,76 (15,02)	24,72 (31,58)
Placebo 2014/2015	-2,79 (3,92)	-1,91 (5,88)	5,71 (15,17)	3,40 (26,26)

	Basisspezifikation	Vollzeit	Teilzeit	Minijob
Placebo 2015/2016	0,10 (3,65)	2,43 (5,89)	-0,65 (14,51)	18,02 (25,27)
Placebo 2016/2017	0,35 (3,88)	-1,02 (6,32)	16,53 (14,56)	-14,34 (34,88)
Placebo 2017/2018	-1,04 (3,90)	-0,98 (5,75)	16,46 (14,09)	-2,73 (25,00)
DiDiD 2018/2019	5,58 (4,60)	3,83 (6,12)	9,53 (14,52)	31,73 (26,15)
Kontrollvariablen	ja	ja	ja	ja
Adj. R ²	0,11	0,12	0,08	0,20
Beobachtungen	8.763	4.954	1.716	2.093

Quelle: SOEP.v36eu. – Anmerkungen: OLS-Regressionsergebnisse für den individuellen DiDiD-Ansatz entsprechend Beschreibung in Kapitel 2.5. Die abhängige Variable ist die Differenz der logarithmierten Bruttomonatslöhne zwischen zwei Jahren. Basisspezifikation entspricht Spalte 3 in Tab. 3.8. Weitere Spezifikationen für die in den Spaltentiteln beschriebenen Gruppen. Alle Koeffizienten sind in Prozent ausgewiesen. Robuste Standardfehler in Klammern, auf Personenebene geclustert mit * $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$. Es werden keine Hochrechnungsfaktoren verwendet. Die verwendeten Kontrollvariablen umfassen soziodemografische und Beschäftigungscharakteristika sowie Variablen zum Stellen- und Berufswechsel. Die Referenzgruppe in Spalte 3 ist männlich, verheiratet, hat keine Kinder unter 16 Jahren im Haushalt, arbeitet unbefristet in einem technischen oder gleichrangigen nichttechnischen Beruf und in einer mittelgroßen Firma, hat ein mittleres Bildungsniveau, die deutsche Staatsangehörigkeit, wohnt in Westdeutschland und berichtet keinen Arbeitsplatz- und Berufswechsel. Die übrigen Kategorien der Kontrollvariablen sind in Tab. A 2.2 und Tab. A 2.3 ausgewiesen. Basierend auf der Längsschnittstichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3. Kontroll- sowie Behandlungsgruppen (KG, BG) werden entsprechend Kapitel 2.5 eingeteilt.

Tab. A 4.4: Heterogenitätsanalysen nach Geschlecht bzw. Region (West/Ost) für Monatslöhne

	Basisspezifikation	Männer	Frauen	Westdeutschland	Ostdeutschland
Konstante (KG: 9,19 bis unter 10 Euro)	8,86*** (2,13)	4,77 (4,62)	3,66 (2,74)	11,72*** (3,22)	2,82 (3,38)
2012/2013	2,97 (1,89)	1,84 (4,52)	3,18 (3,05)	1,84 (3,29)	5,01 (3,75)
2014/2015	3,14 (1,96)	-0,18 (4,59)	4,49 (3,18)	4,51 (3,44)	0,53 (3,80)
2015/2016	3,45* (1,87)	2,84 (4,47)	3,64 (3,18)	2,97 (3,36)	3,93 (3,86)
2016/2017	4,54** (1,87)	5,02 (4,70)	3,93 (3,15)	3,87 (3,46)	5,37 (3,78)
2017/2018	6,22*** (2,04)	3,76 (4,59)	7,07** (3,10)	6,06* (3,41)	5,22 (3,71)
2018/2019	5,92*** (2,20)	2,72 (4,69)	7,31** (3,34)	4,98 (3,52)	7,37* (4,06)
BG 1: Unter 8,50 Euro	14,35*** (1,96)	17,69*** (3,87)	12,42*** (2,61)	15,03*** (2,78)	12,05*** (3,26)
Placebo 2012/2013	-6,44** (2,71)	-10,35* (5,79)	-4,61 (3,64)	-6,43 (4,06)	-6,43 (4,44)
DiDiD 2014/2015	-2,09 (2,83)	-6,06 (5,93)	-0,85 (3,79)	-5,11 (4,20)	3,78 (4,60)
DiDiD 2015/2016	-2,04 (2,88)	-4,50 (5,94)	-0,82 (3,87)	-1,36 (4,21)	-3,79 (4,80)
DiDiD 2016/2017	2,01	6,53	1,47	3,78	-1,44

	Basisspezifi- kation	Männer	Frauen	Westdeutsch- land	Ostdeutsch- land
	(3,34)	(6,38)	(3,99)	(4,44)	(4,91)
DiDiD 2017/2018	-2,22	6,83	-5,78	-3,61	2,05
	(3,25)	(6,16)	(3,96)	(4,34)	(5,01)
DiDiD 2018/2019	3,08	14,91**	-2,55	1,89	6,82
	(4,09)	(6,50)	(4,34)	(4,62)	(5,57)
BG 2: 8,50 bis unter 8,84 Euro	6,17**	6,85	5,94	6,79	4,64
	(2,52)	(5,66)	(4,30)	(4,40)	(5,21)
Placebo 2012/2013	-3,03	-0,91	-3,98	-0,21	-5,95
	(3,78)	(8,57)	(6,47)	(6,99)	(7,18)
Placebo 2014/2015	-6,98*	-1,67	-9,12	-10,52	-0,14
	(3,69)	(8,61)	(6,11)	(6,47)	(7,38)
Placebo 2015/2016	-5,04	-1,71	-6,84	-6,51	-2,30
	(3,74)	(7,90)	(5,85)	(6,23)	(6,77)
DiDiD 2016/2017	-2,23	-3,55	-1,64	-0,94	-4,74
	(3,42)	(8,56)	(6,01)	(6,51)	(7,06)
DiDiD 2017/2018	-8,35**	-2,43	-10,89*	-8,74	-6,74
	(3,69)	(8,59)	(5,92)	(6,33)	(7,23)
DiDiD 2018/2019	-6,01	-6,12	-6,70	-7,28	-2,18
	(5,12)	(9,58)	(6,31)	(6,72)	(8,03)
BG 3: 8,84 bis unter 9,19 Euro	1,90	7,88	-1,79	0,88	3,25
	(2,81)	(7,61)	(5,42)	(6,06)	(5,98)
Placebo 2012/2013	-11,16*	-18,61*	-6,64	-15,91*	-4,03
	(6,77)	(11,29)	(7,91)	(8,79)	(8,90)
Placebo 2014/2015	-2,79	-9,14	1,15	-4,69	0,16
	(3,92)	(11,41)	(7,73)	(8,58)	(9,02)
Placebo 2015/2016	0,10	-7,58	3,84	0,11	0,02
	(3,65)	(11,72)	(7,49)	(8,49)	(8,74)
Placebo 2016/2017	0,35	-13,38	7,98	0,77	-1,34
	(3,88)	(12,07)	(8,09)	(9,26)	(9,02)
Placebo 2017/2018	-1,04	-5,61	2,45	-0,42	-1,31
	(3,90)	(10,86)	(7,41)	(8,44)	(8,22)
DiDiD 2018/2019	5,58	8,53	3,49	9,43	0,36
	(4,60)	(10,91)	(8,03)	(9,22)	(8,38)
Kontrollvariablen	ja	ja	ja	ja	ja
Adj. R ²	0,11	0,15	0,09	0,10	0,11
Beobachtungen	8.763	2.642	6.121	5.764	2.999

Quelle: SOEP.v36eu. – Anmerkungen: OLS-Regressionsergebnisse für den individuellen DiDiD-Ansatz entsprechend Beschreibung in Kapitel 2.5. Die abhängige Variable ist die Differenz der logarithmierten Bruttomonatslöhne zwischen zwei Jahren. Basisspezifikation entspricht Spalte 3 in Tab. 3.8. Weitere Spezifikationen für die in den Spalten titeln beschriebenen Gruppen. Alle Koeffizienten sind in Prozent ausgewiesen. Robuste Standardfehler in Klammern, auf Personenebene geclustert mit * $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$. Es werden keine Hochrechnungsfaktoren verwendet. Die verwendeten Kontrollvariablen umfassen soziodemografische und Beschäftigungscharakteristika sowie Variablen zum Stellen- und Berufswechsel. Die Referenzgruppe in Spalte 3 ist verheiratet, hat keine Kinder unter 16 Jahren im Haushalt, arbeitet unbefristet in Vollzeit in einem technischen oder gleichrangigen nichttechnischen Beruf und in einer mittelgroßen Firma, hat ein mittleres Bildungsniveau, die deutsche Staatsangehörigkeit und berichtet keinen Arbeitsplatz- und Berufswechsel. Sie wohnt in Westdeutschland (Spalten 1 und 2) bzw. ist männlich (Spalten 3 und 4). Die übrigen Kategorien der Kontrollvariablen sind in Tab. A 2.2 und Tab. A 2.3 ausgewiesen. Basierend auf der Längsschnittstichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3. Kontroll- sowie Behandlungsgruppen (KG, BG) werden entsprechend Kapitel 2.5 eingeteilt.

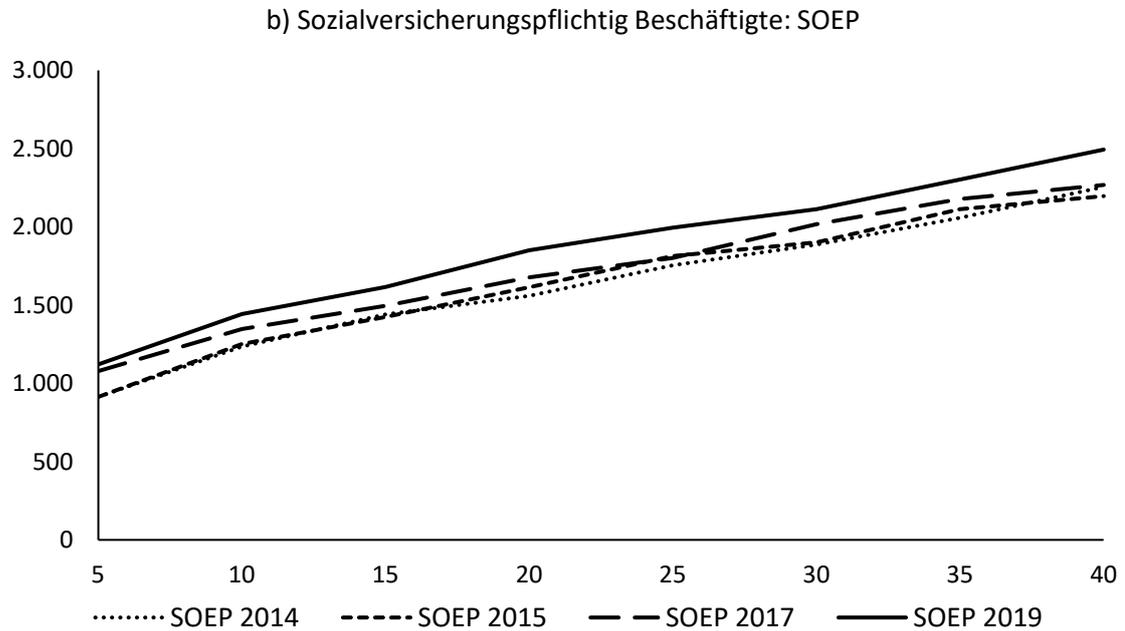
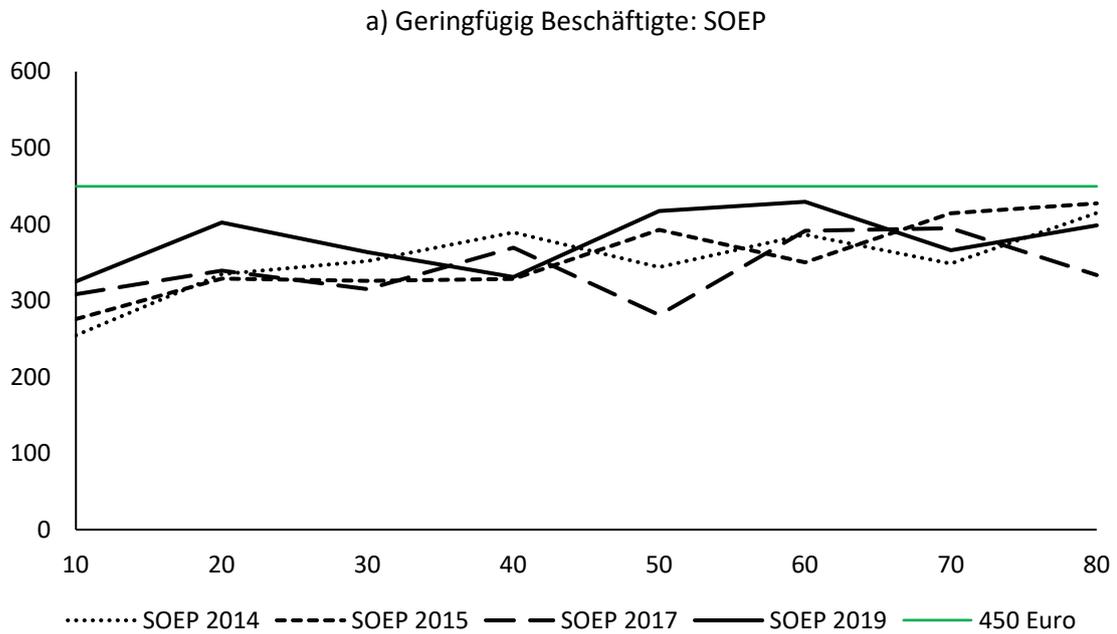
Tab. A 4.5: Mindestlohneffekte auf das relative Wachstum von Monatslöhnen: separate Schätzungen

a) Effekte der Mindestlohneinführung 2015	1	2	3
Konstante (KG: 8,50 bis unter 10 Euro)	6,78*** (1,12)	12,31*** (2,25)	9,61*** (2,21)
2012/2013	1,04 (1,61)	0,38 (1,62)	0,61 (1,64)
2014/2015	1,19 (1,60)	1,08 (1,52)	0,94 (1,51)
2015/2016	1,41 (1,61)	2,24 (1,49)	2,32 (1,50)
BG: Unter 8,50 Euro	12,27***	12,91***	12,57***
Placebo 2012/2013	(1,79) -3,78 (2,57)	(1,78) -4,31* (2,57)	(1,75) -4,22* (2,54)
DiDiD 2014/2015	0,82 (2,66)	0,45 (2,59)	0,06 (2,54)
DiDiD 2015/2016	0,32 (2,75)	-0,87 (2,70)	-0,83 (2,65)
Soziodemografische Charakteristika		ja	ja
Beschäftigungscharakteristika		ja	ja
Veränderung der Beschäftigung			ja
Adj. R ²	0,02	0,07	0,10
Beobachtungen	6.293	5.777	5.748
b) Effekte der Mindestlohnerhöhung 2017	1	2	3
Konstante (KG: 8,84 bis unter 10 Euro)	8,35*** (1,27)	16,36*** (3,15)	16,02*** (2,87)
2016/2017	-0,34 (1,83)	1,62 (1,67)	1,18 (1,59)
2017/2018	1,92 (2,02)	3,74** (1,88)	2,78 (1,70)
BG: Unter 8,84 Euro	10,20***	10,32***	9,35***
DiDiD 2016/2017	(2,09) 5,14 (3,16)	(2,07) 2,72 (3,09)	(1,94) 3,56 (2,92)
DiDiD 2017/2018	2,27 (3,25)	-1,52 (3,07)	-0,49 (2,80)
Soziodemografische Charakteristika		ja	ja
Beschäftigungscharakteristika		ja	ja
Veränderung der Beschäftigung			ja
Adj. R ²	0,02	0,08	0,11
Beobachtungen	3.868	3.519	3.446

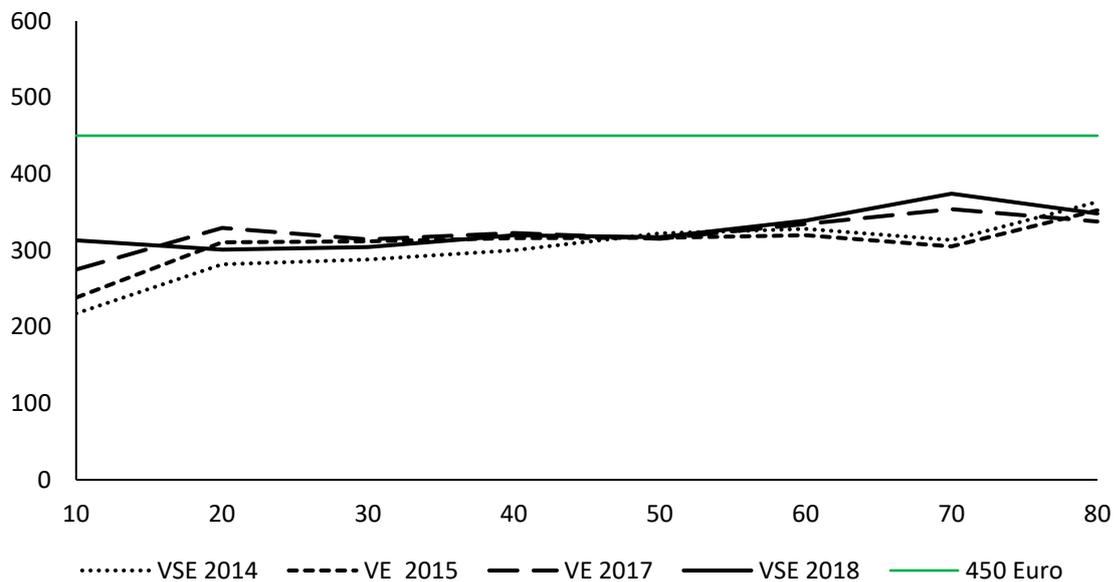
c) Effekte der Mindestlohnerhöhung 2019			
	1	2	3
Konstante (KG: 9,19 bis unter 10 Euro)	9,72*** (1,79)	13,54*** (4,69)	15,30*** (4,51)
2018/2019	0,91 (2,62)	-1,38 (2,61)	-0,80 (2,31)
BG: Unter 9,19 Euro	11,70*** (2,52)	7,47*** (2,46)	7,94*** (2,16)
DiDiD 2018/2019	7,06* (3,89)	8,28** (3,86)	5,74 (3,63)
Soziodemografische Charakteristika		ja	ja
Beschäftigungscharakteristika		ja	ja
Veränderung der Beschäftigung			ja
Adj. R ²	0,02	0,09	0,09
Beobachtungen	2.370	2.083	1.995

Quelle: SOEP.v36eu. – Anmerkungen: OLS-Regressionsergebnisse für den individuellen DiDiD-Ansatz. Die abhängige Variable ist die Differenz der logarithmierten Bruttomonatslöhne zwischen zwei Jahren. Im Gegensatz zur Beschreibung in Kapitel 2.5 werden die Mindestlohneinführung sowie die Erhöhungen des Mindestlohns in separaten Schätzungen analysiert. Die jeweilige Behandlungsgruppe umfasst alle Beschäftigten mit vertraglichen Stundenlöhnen unterhalb der jeweils untersuchten Mindestlohngrenze im Ausgangsjahr. Die Kontrollgruppe umfasst Beschäftigte mit Stundenlöhnen oberhalb dieser Grenze bis unter 10 Euro. Alle Koeffizienten sind in Prozent ausgewiesen. Robuste Standardfehler in Klammern, auf Personenebene geclustert mit * $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$. Es werden keine Hochrechnungsfaktoren verwendet. Die Spalten unterscheiden sich durch die berücksichtigten Kontrollvariablen (1: keine; 2: soziodemografische und Beschäftigungscharakteristika; 3: zusätzlich Variablen zum Stellen- und Berufswechsel). Die Referenzgruppe in Spalte 3 ist männlich, verheiratet, hat keine Kinder unter 16 Jahren im Haushalt, arbeitet unbefristet in Vollzeit in einem technischen oder gleichrangigen nichttechnischen Beruf und in einer mittelgroßen Firma, hat ein mittleres Bildungsniveau, die deutsche Staatsangehörigkeit, wohnt in Westdeutschland und berichtet keinen Arbeitsplatz- und Berufswechsel. Basierend auf der Längsschnittstichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3. Kontroll- sowie Behandlungsgruppen (KG, BG) werden entsprechend Kapitel 2.5 eingeteilt.

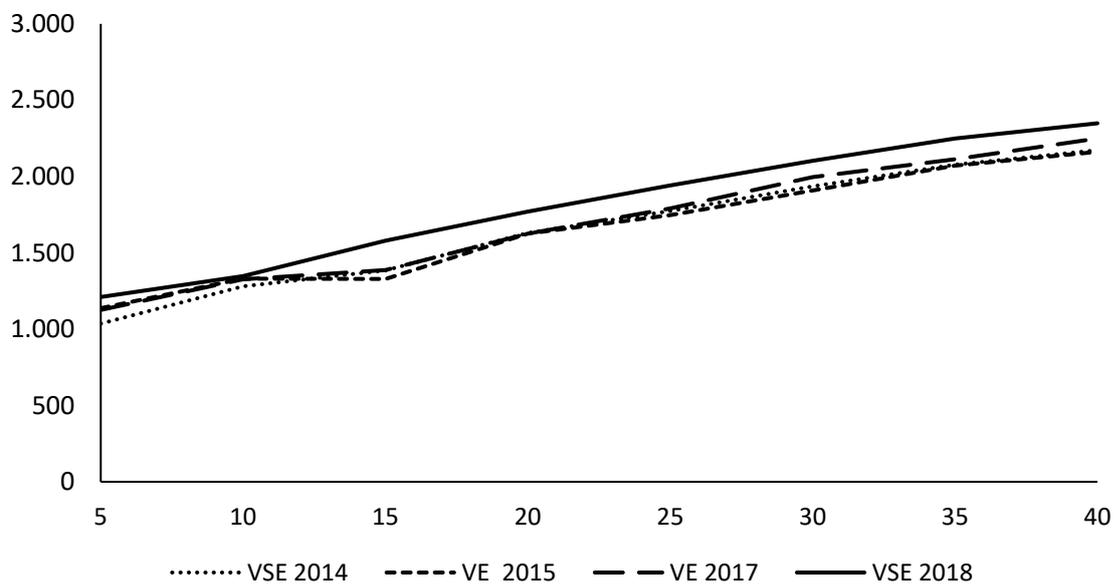
Abb. A 4.1: Pen's Paraden der Monatslöhne nach Jahren für geringfügig und sozialversicherungspflichtig Beschäftigte pro Stundenlohnperzentil
in Euro (y-Achse) pro Stundenlohnperzentil (x-Achse)



c) Geringfügig Beschäftigte: VSE/VE

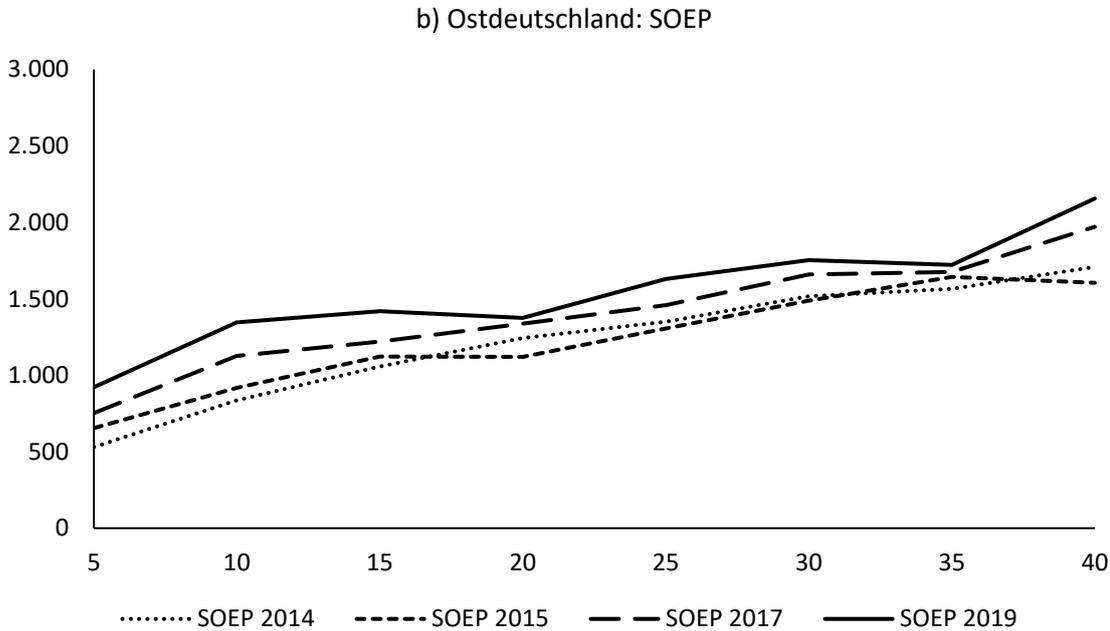
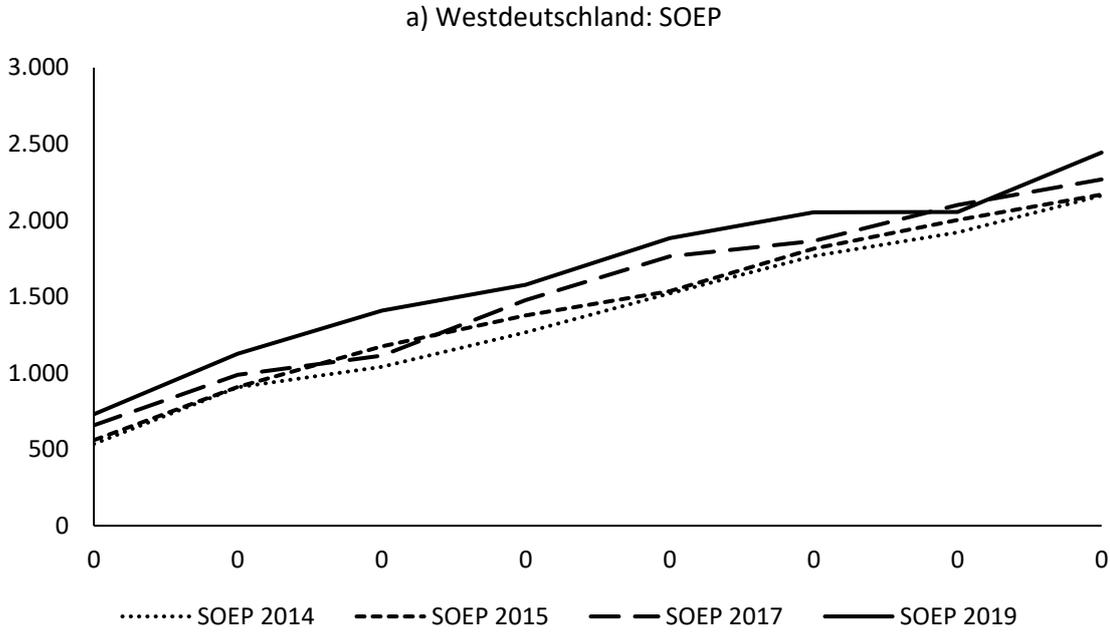


d) Sozialversicherungspflichtig Beschäftigte: VSE/VE

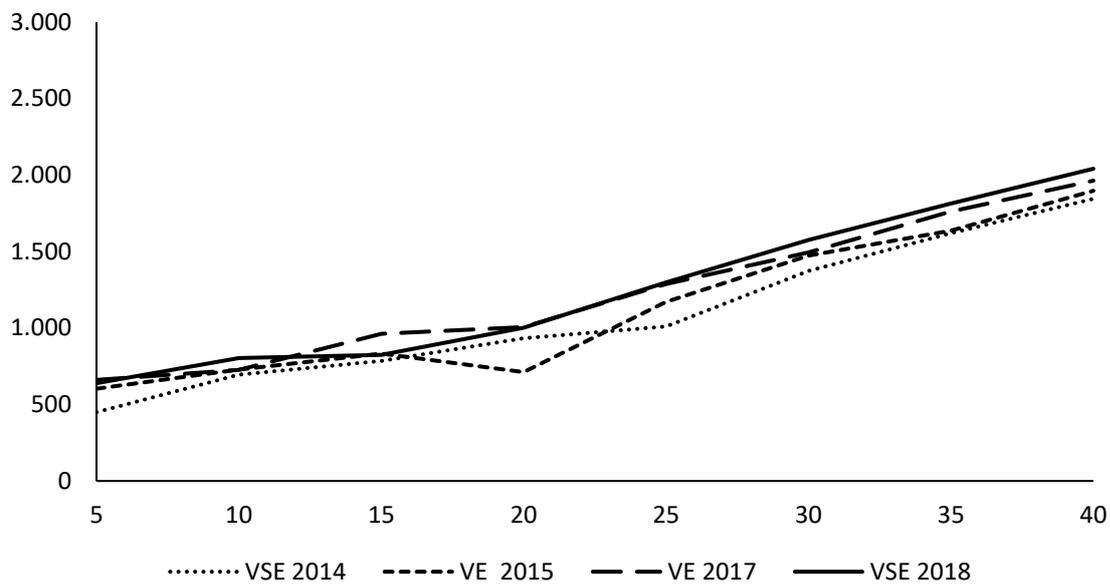


Quelle: SOEP.v36eu, VSE 2014 und 2018, VE 2015 und 2017. – Anmerkungen: Durchschnitte der Monatslöhne für Perzentilgruppen des vereinbarten Stundenlohns. Für geringfügig Beschäftigte: 10-Prozent-Perzentilen bis zum 80. Perzentil; für sozialversicherungspflichtig Beschäftigte: 5-Prozent-Perzentilgruppen bis zum 40. Perzentil. Gewichtete Ergebnisse. Basierend auf der Querschnittsstichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3.

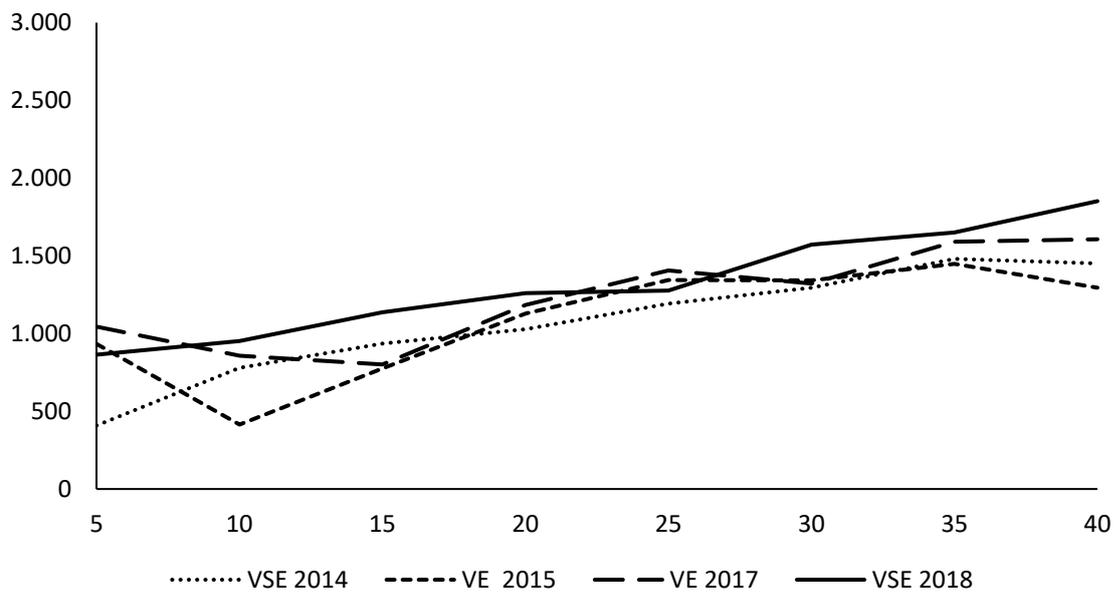
Abb. A 4.2: Pen's Paraden der Monatslöhne nach Jahren für Ost- und Westdeutschland pro Stundenlohnperzentil
in Euro (y-Achse) pro Stundenlohnperzentil (x-Achse)



c) Westdeutschland: VSE/VE



d) Ostdeutschland: VSE/VE



Quellen: SOEP.v36eu, VSE 2014 und 2018, VE 2015 und 2017. – Anmerkungen: Durchschnitte der Monatslöhne für Perzentilgruppen des vereinbarten Stundenlohns, 5-Prozent-Perzentilgruppen bis zum 40. Perzentil. Gewichtete Ergebnisse. Basierend auf der Querschnittsstichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3.

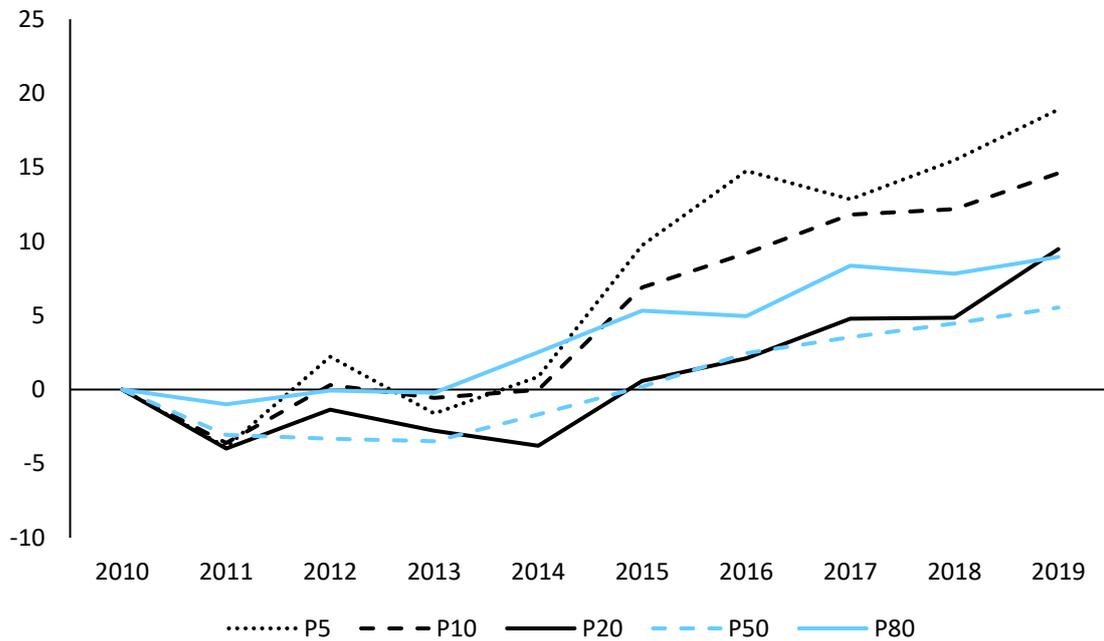
Tab. A 5.1: Mindestlohneffekte auf die un konditionale Verteilung der tatsächlichen Stundenlöhne: einschließlich Koeffizienten für Kontrollvariablen

	1	2	3	4	5	6	7
	Log. Lohn	RIF(5)	RIF(10)	RIF(20)	RIF(50)	RIF(80)	Varianz
Konstante	3,201*** (0,025)	2,933*** (0,078)	2,968*** (0,055)	3,015*** (0,043)	3,190*** (0,035)	3,278*** (0,043)	-0,060** (0,026)
2014	0,015 (0,021)	-0,241*** (0,088)	-0,162*** (0,058)	-0,015 (0,041)	0,058** (0,028)	0,105*** (0,032)	0,090*** (0,024)
2015	-0,006 (0,023)	-0,629*** (0,091)	-0,309*** (0,063)	-0,042 (0,045)	0,106*** (0,032)	0,117*** (0,037)	0,178*** (0,026)
2016	-0,02 (0,025)	-0,558*** (0,093)	-0,387*** (0,066)	-0,086* (0,048)	0,077** (0,035)	0,152*** (0,041)	0,220*** (0,027)
2017	-0,015 (0,027)	-0,690*** (0,092)	-0,475*** (0,065)	-0,195*** (0,050)	0,098** (0,038)	0,178*** (0,046)	0,263*** (0,028)
2018	-0,004 (0,028)	-0,647*** (0,092)	-0,485*** (0,067)	-0,241*** (0,052)	0,096** (0,041)	0,271*** (0,049)	0,304*** (0,029)
2019	-0,026 (0,028)	-0,621*** (0,092)	-0,487*** (0,066)	-0,312*** (0,052)	0,041 (0,042)	0,297*** (0,051)	0,321*** (0,030)
Kaitz-Index	-0,691*** (0,039)	-1,347*** (0,127)	-1,096*** (0,089)	-0,798*** (0,068)	-0,593*** (0,053)	-0,429*** (0,065)	0,281*** (0,041)
Kaitz-Index x Jahr (Referenz: 2013)							
Placebo 2014	0,033 (0,032)	0,501*** (0,142)	0,326*** (0,092)	0,082 (0,066)	-0,038 (0,044)	-0,116** (0,049)	-0,168*** (0,039)
DiD 2015	0,102*** (0,036)	1,238*** (0,148)	0,646*** (0,103)	0,148** (0,072)	-0,089* (0,049)	-0,107* (0,057)	-0,324*** (0,040)
DiD 2016	0,177*** (0,038)	1,186*** (0,148)	0,832*** (0,104)	0,282*** (0,075)	0,008 (0,053)	-0,134** (0,060)	-0,396*** (0,042)
DiD 2017	0,142*** (0,043)	1,394*** (0,153)	0,987*** (0,109)	0,447*** (0,083)	-0,055 (0,063)	-0,201*** (0,074)	-0,486*** (0,045)
DiD 2018	0,186*** (0,044)	1,373*** (0,151)	1,057*** (0,109)	0,578*** (0,084)	0,007 (0,065)	-0,287*** (0,076)	-0,544*** (0,047)
DiD 2019	0,264*** (0,045)	1,344*** (0,150)	1,087*** (0,107)	0,741*** (0,084)	0,129** (0,066)	-0,285*** (0,079)	-0,565*** (0,048)
Soziodemografische Charakteristika							
Weiblich	-0,127*** (0,005)	-0,022** (0,010)	-0,051*** (0,008)	-0,087*** (0,007)	-0,123*** (0,006)	-0,198*** (0,009)	-0,049*** (0,005)
Alter (Referenz: Zwischen 25 und 54 Jahre)							
24 Jahre und jünger	-0,137*** (0,008)	-0,291*** (0,031)	-0,200*** (0,021)	-0,202*** (0,016)	-0,174*** (0,010)	-0,037*** (0,009)	0,089*** (0,008)
55 Jahre und älter	0,062*** (0,006)	-0,011 (0,011)	-0,003 (0,009)	0,008 (0,008)	0,056*** (0,008)	0,131*** (0,010)	0,051*** (0,005)
Bildungsabschluss (Referenz: Abgeschlossene Lehre)							
Kein beruflicher Abschluss	-0,083*** (0,007)	-0,152*** (0,020)	-0,142*** (0,015)	-0,143*** (0,013)	-0,078*** (0,009)	-0,023*** (0,008)	0,052*** (0,006)
Universitätsabschluss	0,136*** (0,006)	-0,001 (0,010)	0,008 (0,008)	0,036*** (0,007)	0,131*** (0,008)	0,260*** (0,013)	0,086*** (0,006)
Unverheiratet	-0,063*** (0,005)	-0,056*** (0,010)	-0,053*** (0,008)	-0,041*** (0,007)	-0,061*** (0,006)	-0,077*** (0,008)	-0,008** (0,004)
Kind(er) im Haushalt	0,025***	-0,020**	-0,014*	-0,001	0,021***	0,060***	0,029***

	1	2	3	4	5	6	7
	Log. Lohn	RIF(5)	RIF(10)	RIF(20)	RIF(50)	RIF(80)	Varianz
	(0,004)	(0,009)	(0,007)	(0,007)	(0,006)	(0,008)	(0,004)
Ausländische Staatsangehörigkeit	-0,100***	-0,023	-0,046***	-0,090***	-0,132***	-0,103***	-0,004
	(0,006)	(0,015)	(0,012)	(0,010)	(0,008)	(0,010)	(0,006)
Ostdeutschland	-0,110***	-0,113***	-0,118***	-0,155***	-0,114***	-0,084***	0,028***
	(0,007)	(0,016)	(0,013)	(0,012)	(0,010)	(0,013)	(0,006)
Beschäftigungscharakteristika							
Befristeter Vertrag	-0,169***	-0,104***	-0,129***	-0,156***	-0,193***	-0,177***	-0,008*
	(0,005)	(0,015)	(0,012)	(0,009)	(0,007)	(0,008)	(0,005)
Beschäftigungsart (Referenz: Vollzeitbeschäftigt)							
Teilzeitbeschäftigt	-0,054***	-0,092***	-0,069***	-0,061***	-0,065***	-0,030***	0,026***
	(0,006)	(0,012)	(0,010)	(0,009)	(0,008)	(0,009)	(0,005)
Minjob	-0,337***	-0,991***	-0,791***	-0,606***	-0,216***	-0,045***	0,300***
	(0,008)	(0,034)	(0,023)	(0,016)	(0,008)	(0,008)	(0,009)
Firmengröße (Referenz: 20 bis unter 200 Beschäftigte)							
unter 20 Beschäftigte	-0,101***	-0,143***	-0,147***	-0,140***	-0,123***	-0,039***	0,050***
	(0,005)	(0,015)	(0,011)	(0,010)	(0,007)	(0,007)	(0,005)
200 Beschäftigte und mehr	0,151***	0,039***	0,062***	0,109***	0,185***	0,195***	0,030***
	(0,004)	(0,008)	(0,007)	(0,006)	(0,006)	(0,008)	(0,004)
Beruf (Referenz: Technische und gleichrangige nichttechnische Berufe)							
Führungskräfte	0,244***	-0,023**	-0,016*	0,001	0,155***	0,493***	0,240***
	(0,011)	(0,010)	(0,009)	(0,009)	(0,011)	(0,022)	(0,013)
Akademische Berufe	0,198***	0,001	0,009	0,029***	0,173***	0,412***	0,131***
	(0,007)	(0,009)	(0,007)	(0,007)	(0,009)	(0,015)	(0,006)
Bürokräfte und verwandte Berufe	-0,083***	-0,033***	-0,053***	-0,095***	-0,137***	-0,047***	0,017***
	(0,007)	(0,013)	(0,010)	(0,010)	(0,011)	(0,012)	(0,005)
Dienstleistungsberufe und Verkäufer	-0,284***	-0,288***	-0,316***	-0,397***	-0,377***	-0,153***	0,095***
	(0,006)	(0,017)	(0,014)	(0,012)	(0,009)	(0,008)	(0,005)
Fachkräfte in Land- und Forstwirtschaft und Fischerei	-0,270***	-0,309***	-0,358***	-0,372***	-0,314***	-0,178***	0,078***
	(0,021)	(0,068)	(0,061)	(0,050)	(0,029)	(0,022)	(0,020)
Handwerks- und verwandte Berufe	-0,124***	-0,026**	-0,032***	-0,081***	-0,181***	-0,149***	-0,024***
	(0,007)	(0,013)	(0,011)	(0,011)	(0,012)	(0,013)	(0,005)
Bedienung von Anlagen und Maschinen	-0,256***	-0,173***	-0,217***	-0,270***	-0,332***	-0,228***	0,022***
	(0,009)	(0,020)	(0,017)	(0,015)	(0,013)	(0,014)	(0,007)
Hilfsarbeitskräfte	-0,301***	-0,238***	-0,315***	-0,446***	-0,391***	-0,156***	0,093***
	(0,007)	(0,022)	(0,018)	(0,015)	(0,010)	(0,009)	(0,006)
Adj. R ²	0,551	0,147	0,212	0,313	0,400	0,332	0,146
Beobachtungen	79.040	79.040	79.040	79.040	79.040	79.040	79.040

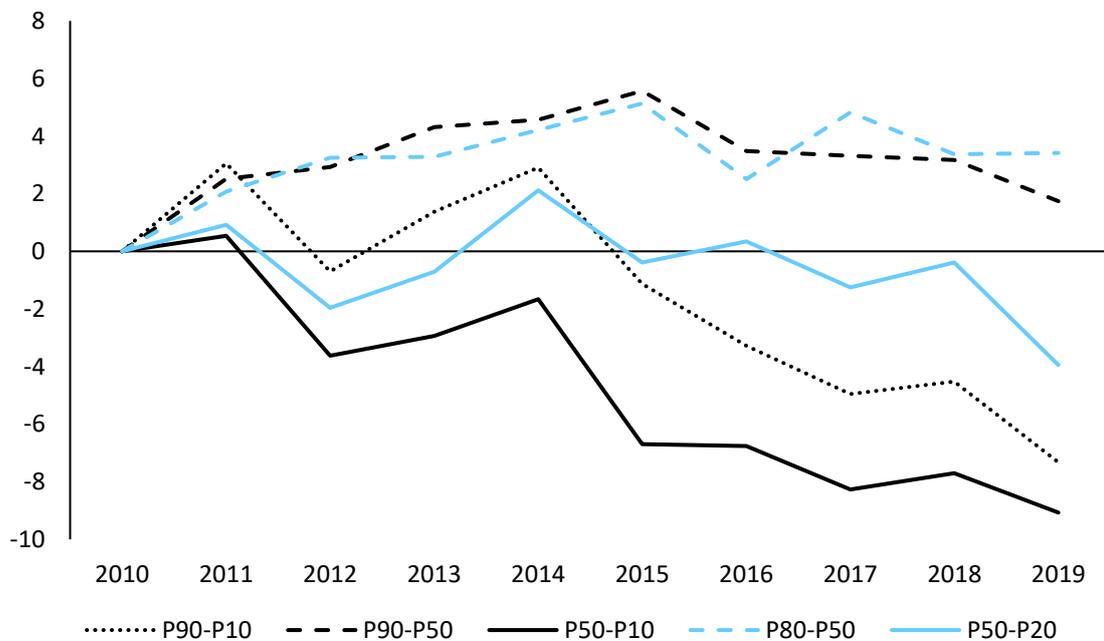
Quelle: SOEP.v36eu. – Anmerkungen: OLS-Regressionsergebnisse für den regionalen DiDiD-Ansatz entsprechend Beschreibung in Kapitel 2.5. Spaltentitel bezeichnen die jeweilige abhängige Variable (in Bezug auf den logarithmierten Monatslohn). In den Spalten 2 bis 7 bildet die RIF (*recentered influence function*) an verschiedenen Stellen der Verteilung (z.B. 5 für das 5. Perzentil) sowie die Varianz der logarithmierten Löhne die abhängige Variable. Alle Koeffizienten sind in Prozent ausgewiesen. Robuste Standardfehler in Klammern, auf Personenebene geclustert mit * $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$. Es werden keine Hochrechnungsfaktoren verwendet. Basierend auf der Längsschnittstichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3.

Abb. A 5.1: Wachstum der realen tatsächlichen Stundenlöhne nach Perzentil
in % (y-Achse) relativ zum Wert im Jahr 2010 pro Jahr (x-Achse)



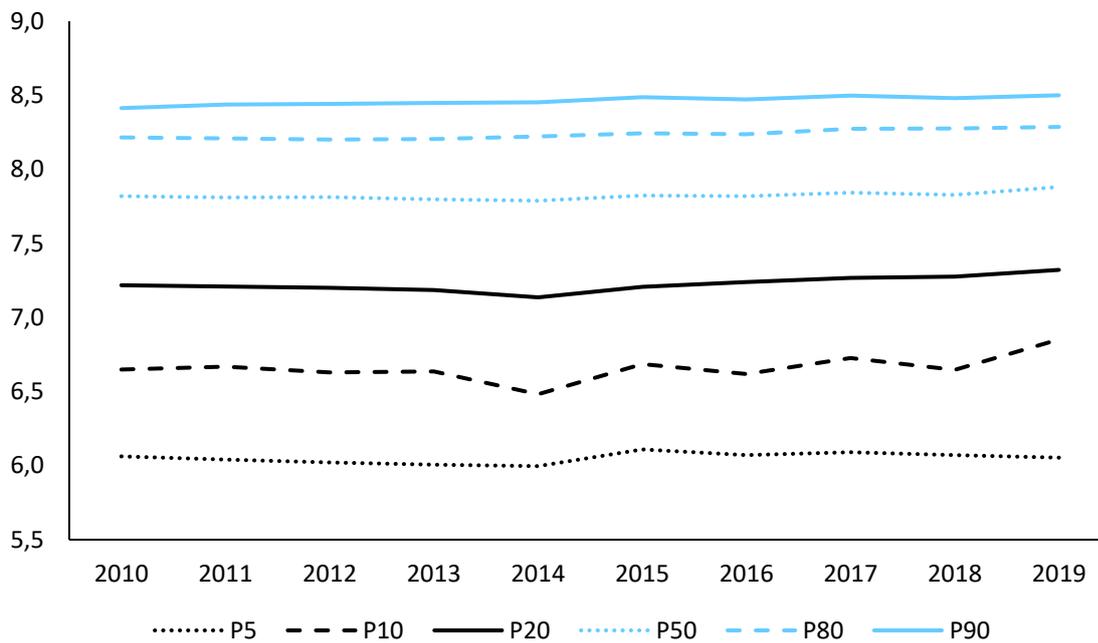
Quelle: SOEP.v36eu. – Anmerkung: Wachstumsraten der realen tatsächlichen Stundenlöhne relativ zum Jahr 2010 für ausgewählte Perzentile der Lohnverteilung (P5 bezeichnet das 5. Perzentil usw.). Gewichtete Ergebnisse basierend auf der Querschnittsstichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3.

Abb. A 5.2: Differenzen des Wachstums der realen tatsächlichen Stundenlöhne
in Prozentpunkten (y-Achse) pro Jahr (x-Achse)



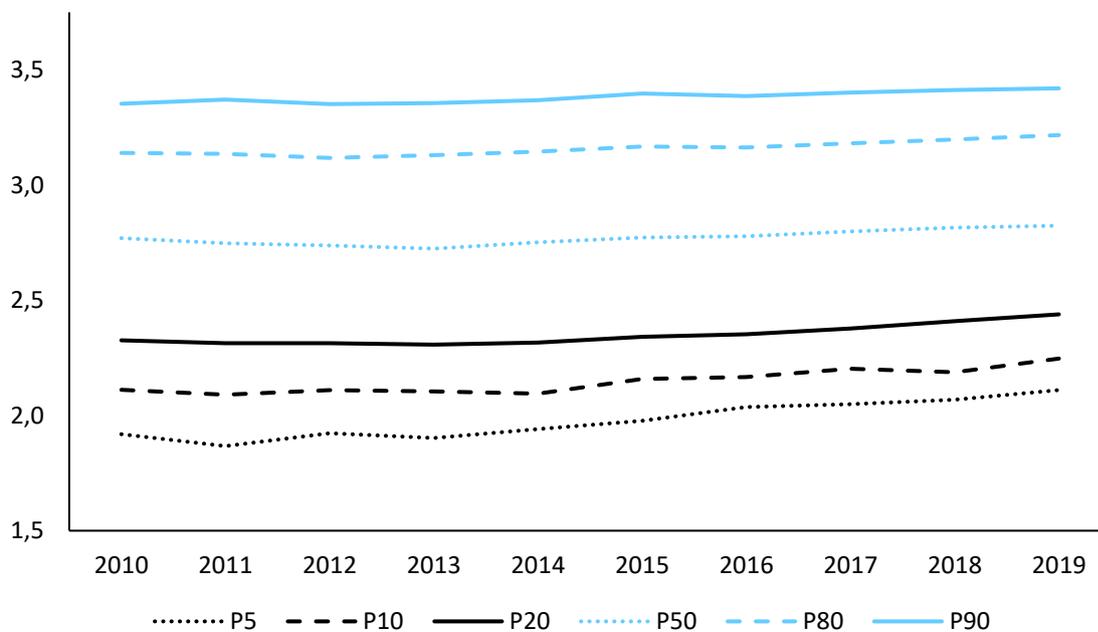
Quelle: SOEP.v36eu. – Anmerkung: Differenzen des Wachstums von realen tatsächlichen Stundenlöhnen relativ zum Jahr 2010 zwischen ausgewählten Perzentilpaaren (P5 bezeichnet das 5. Perzentil usw.). Gewichtete Ergebnisse basierend auf der Querschnittsstichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3.

Abb. A 5.3: Perzentile der logarithmierten realen Monatslöhne im Zeitverlauf
in € (y-Achse) pro Jahr (x-Achse)



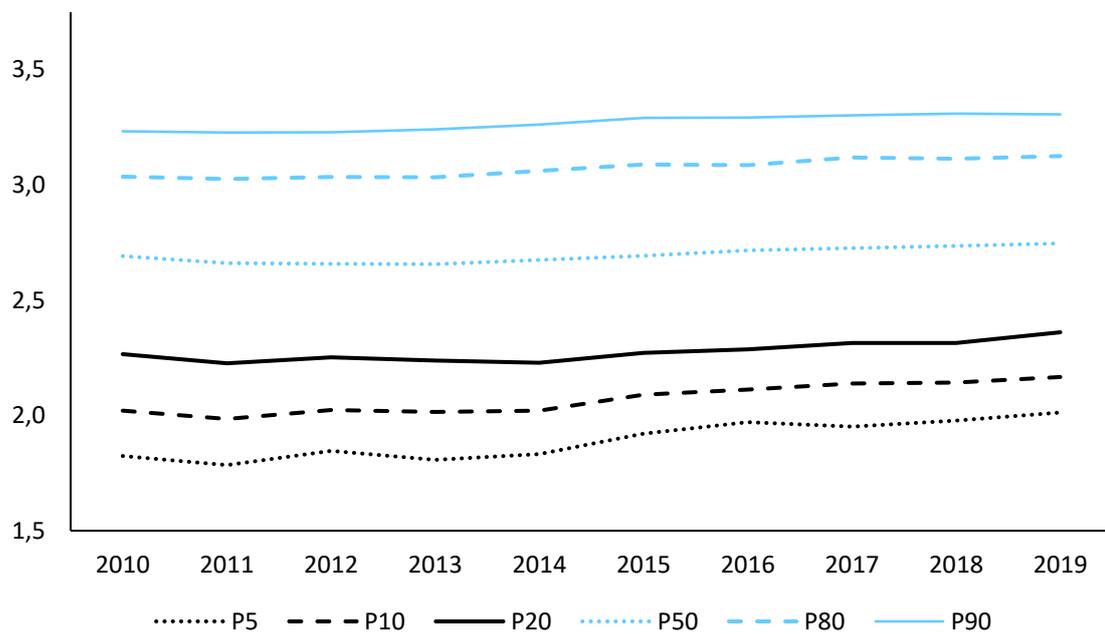
Quelle: SOEP.v36eu. – Anmerkung: Ausgewählte Perzentile der logarithmierten Monatslöhne (P5 bezeichnet das 5. Perzentil usw.). Gewichtete Ergebnisse basierend auf der Querschnittsstichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3.

Abb. A 5.4: Perzentile der logarithmierten realen vereinbarten Stundenlöhne im Zeitverlauf
in € (y-Achse) pro Jahr (x-Achse)



Quelle: SOEP.v36eu. – Anmerkung: Ausgewählte Perzentile der logarithmierten vereinbarten Stundenlöhne (P5 bezeichnet das 5. Perzentil usw.). Gewichtete Ergebnisse basierend auf der Querschnittsstichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3.

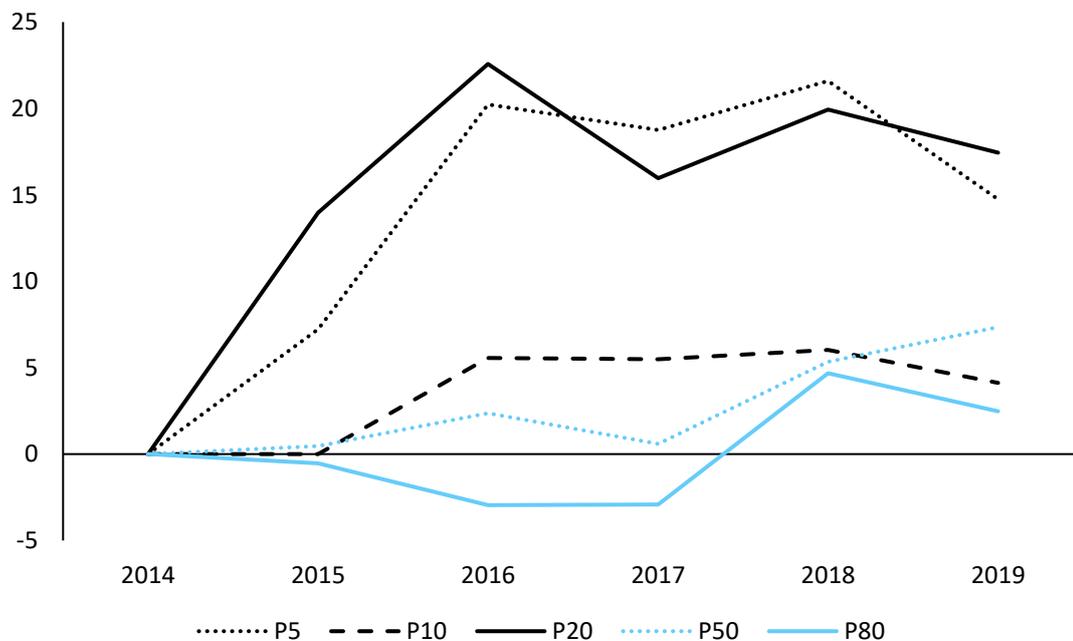
Abb. A 5.5: Perzentile der logarithmierten tatsächlichen Stundenlöhne im Zeitverlauf
in € (y-Achse) pro Jahr (x-Achse)



Quelle: SOEP.v36eu. – Anmerkung: Ausgewählte Perzentile der logarithmierten tatsächlichen Stundenlöhne (P5 bezeichnet das 5. Perzentil usw.). Gewichtete Ergebnisse basierend auf der Querschnittsstichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3.

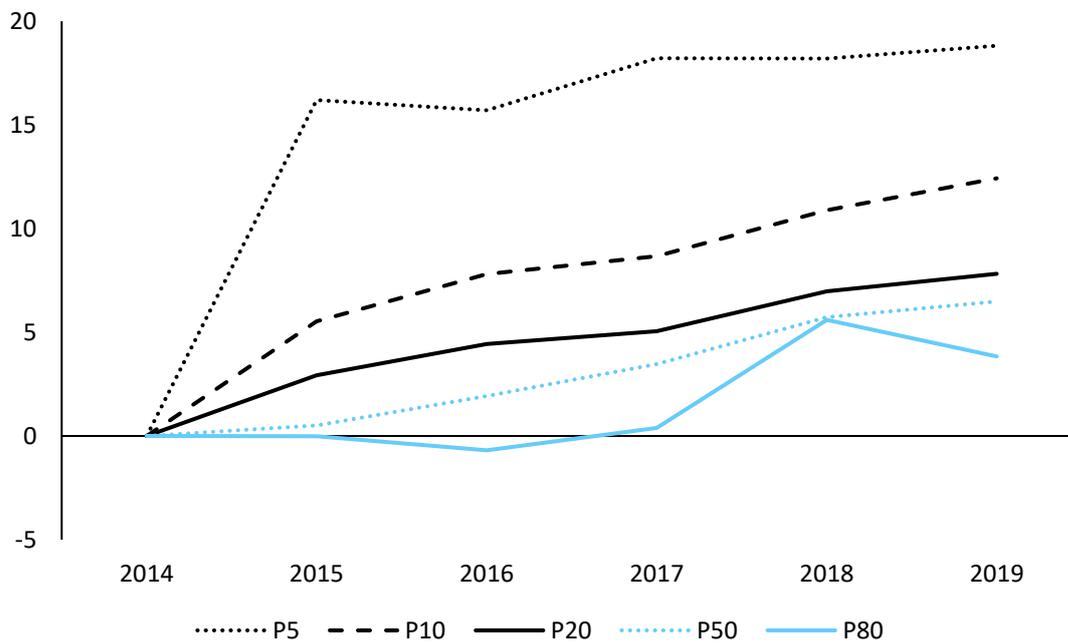
Abb. A 5.6: Wachstum der realen Monatslöhne nach Perzentil (VSE/VE)

in % (y-Achse) relativ zum Jahr 2014 pro Jahr (x-Achse)



Quelle: VSE 2014 und 2018, VE 2015 bis 2017 sowie 2019. – Anmerkungen: Anmerkungen: Wachstumsraten der realen Monatslöhne relativ zum Jahr 2014 für ausgewählte Perzentile der Lohnverteilung (P5 bezeichnet das 5. Perzentil usw.). Gewichtete Ergebnisse basierend auf der VSE/VE-Stichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3.

Abb. A 5.7: Wachstum der realen Stundenlöhne nach Perzentil (VSE/VE)
 in % (y-Achse) relativ zum Jahr 2014 pro Jahr (x-Achse)



Quelle: VSE 2014 und 2018, VE 2015 bis 2017 sowie 2019. – Anmerkungen: Wachstumsraten der realen Stundenlöhne relativ zum Jahr 2014 für ausgewählte Perzentile der Lohnverteilung (P5 bezeichnet das 5. Perzentil usw.). Gewichtete Ergebnisse basierend auf der VSE/VE-Stichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3.

Tab. A 6.1: *Recentered-Influence-Function-(RIF)-Modell zur Veränderung der Verteilung der Lohnmobilität, detaillierte Dekomposition*

	Deutschland		West		Ost	
	1a	1b	2a	2b	3a	3b
Insgesamt						
Zeitraum 2012 bis 2014	13,31***		13,75***		13,35***	
	(0,22)		(0,26)		(0,45)	
Zeitraum 2015 bis 2019	13,32***		13,47***		14,47***	
	(0,14)		(0,16)		(0,32)	
Differenz	-0,01		0,28		-1,12**	
	(0,26)		(0,30)		(0,55)	
Komposition	-0,02		-0,18**		0,53**	
	(0,08)		(0,09)		(0,22)	
Struktur	0,01		0,47		-1,65***	
	(0,26)		(0,30)		(0,56)	
<u>Soziodemografische Charakteristika</u>	Komposition	Struktur	Komposition	Struktur	Komposition	Struktur
Weiblich	-0,01	0,37	-0,01	1,02**	0,00	-0,75
	(0,01)	(0,40)	(0,02)	(0,50)	(0,03)	(0,75)
Alter (Referenz: Zwischen 25 und 54 Jahre)						
24 Jahre und jünger	0,00	-0,02	-0,01	0,01	0,01	-0,11
	(0,00)	(0,06)	(0,01)	(0,06)	(0,02)	(0,12)
55 Jahre und älter	0,03	0,14	0,01	0,09	0,14**	0,50*
	(0,02)	(0,11)	(0,02)	(0,12)	(0,06)	(0,26)
Bildungsabschluss (Referenz: Abgeschlossene Lehre)						
Kein beruflicher Abschluss	0,01	0,14	0,01	0,11	0,08	0,09
	(0,01)	(0,10)	(0,01)	(0,14)	(0,05)	(0,09)
Universitätsabschluss	-0,02**	-0,02	-0,06***	-0,05	0,05	-0,03
	(0,01)	(0,11)	(0,02)	(0,11)	(0,04)	(0,24)
Unverheiratet	0,00	-0,02	0,00	-0,26	0,01	0,71
	(0,01)	(0,21)	(0,01)	(0,24)	(0,01)	(0,46)
Kind(er) im Haushalt	0,01	0,51*	0,02	0,46	0,01	0,52
	(0,02)	(0,29)	(0,03)	(0,35)	(0,03)	(0,53)
Ausländische Staatsangehörigkeit	0,05**	-0,09	0,03	-0,19	0,1	0,05
	(0,02)	(0,09)	(0,02)	(0,12)	(0,06)	(0,06)
<u>Beschäftigungscharakteristika</u>						
Befristeter Vertrag	0,01	-0,05	0	0,01	0,01	0,12
	(0,01)	(0,10)	(0,01)	(0,12)	(0,02)	(0,21)
Beschäftigungsart (Referenz: Vollzeitbeschäftigt)						
Teilzeitbeschäftigt	-0,01	0,1	0,00	-0,08	-0,03	0,12
	(0,01)	(0,16)	(0,02)	(0,21)	(0,03)	(0,21)
Minjob	0,02**	-0,05	0,03**	-0,1	0,00	-0,1
	(0,01)	(0,10)	(0,01)	(0,13)	(0,01)	(0,13)
Firmengröße (Referenz: 20 bis unter 200 Beschäftigte)						
unter 20 Beschäftigte	-0,01	-0,19	-0,01	-0,03	0	-0,37
	(0,01)	(0,20)	(0,01)	(0,24)	(0,01)	(0,43)
200 Beschäftigte und mehr	-0,04***	0,06	-0,05***	-0,03	-0,02	0,2
	(0,01)	(0,23)	(0,02)	(0,29)	(0,02)	(0,40)

	Deutschland		West		Ost	
	1a	1b	2a	2b	3a	3b
Sektor (Referenz: Produzierendes Gewerbe)						
Verkauf, Transport, Logistik	0,01 (0,01)	-0,17 (0,18)	0,01 (0,01)	-0,16 (0,21)	0,00 (0,01)	-0,23 (0,37)
Dienstleistungen	0,01 (0,01)	0,06 (0,11)	0,01 (0,01)	0,14 (0,12)	0,00 (0,02)	-0,01 (0,25)
Öff. Verwaltung, Bildung, Gesundheit	0,00 (0,00)	0,07 (0,25)	0,01 (0,01)	0,18 (0,30)	0,02 (0,02)	0,27 (0,47)
Sonstige	0,00 (0,01)	-0,15 (0,10)	0,01 (0,01)	-0,14 (0,11)	0,00 (0,01)	-0,17 (0,20)
Veränderung der Beschäftigung						
Stellenwechsel	-0,01 (0,03)	0,03 (0,12)	0,00 (0,03)	-0,01 (0,14)	-0,19** (0,09)	0,13 (0,21)
Berufswechsel	-0,01 (0,01)	-0,03 (0,07)	-0,01 (0,01)	-0,08 (0,09)	0,01 (0,03)	0,07 (0,14)
Beruf (Referenz: Technische und gleichrangige nichttechnische Berufe)						
Führungskräfte	0,00 (0,00)	0,00 (0,03)	0,00 (0,00)	0,03 (0,04)	0,04 (0,04)	-0,04 (0,09)
Akademische Berufe	0,00 (0,02)	0,06 (0,08)	-0,07*** (0,02)	0,17** (0,08)	0,12** (0,06)	-0,30* (0,16)
Bürokräfte und verwandte Berufe	-0,02* (0,01)	0,01 (0,12)	-0,03** (0,02)	0,12 (0,15)	-0,04 (0,03)	0,38 (0,25)
Dienstleistungsberufe und Verkäufer	-0,02 (0,01)	0,06 (0,18)	-0,03 (0,02)	0,19 (0,21)	-0,01 (0,03)	0,02 (0,37)
Fachkräfte in Land- und Forstwirtschaft und Fischerei	0,00 (0,00)	0,02 (0,03)	0,00 (0,00)	0,03 (0,03)	0,00 (0,00)	0 (0,07)
Handwerks- und verwandte Berufe	-0,03** (0,01)	0,03 (0,15)	-0,04** (0,02)	0,16 (0,17)	0,00 (0,02)	-0,15 (0,36)
Bedienung von Anlagen und Maschinen	0,00 (0,00)	0,02 (0,10)	0,01 (0,01)	0,14 (0,11)	0,00 (0,01)	-0,2 (0,23)
Hilfsarbeitskräfte	0,04*** (0,01)	0,09 (0,12)	0,03** (0,02)	0,18 (0,15)	0,03 (0,04)	0,09 (0,23)
Konstante	-1,5 (1,48)		-1,83 (1,54)		-2,38 (2,59)	
Dezil der Lohnverteilung im Ausgangsjahr t Bundesland	ja		ja		ja	
Beobachtungen 2012 bis 2014	6.603		5.055		1.397	
Beobachtungen 2015 bis 2019	13.801		10.767		2.770	

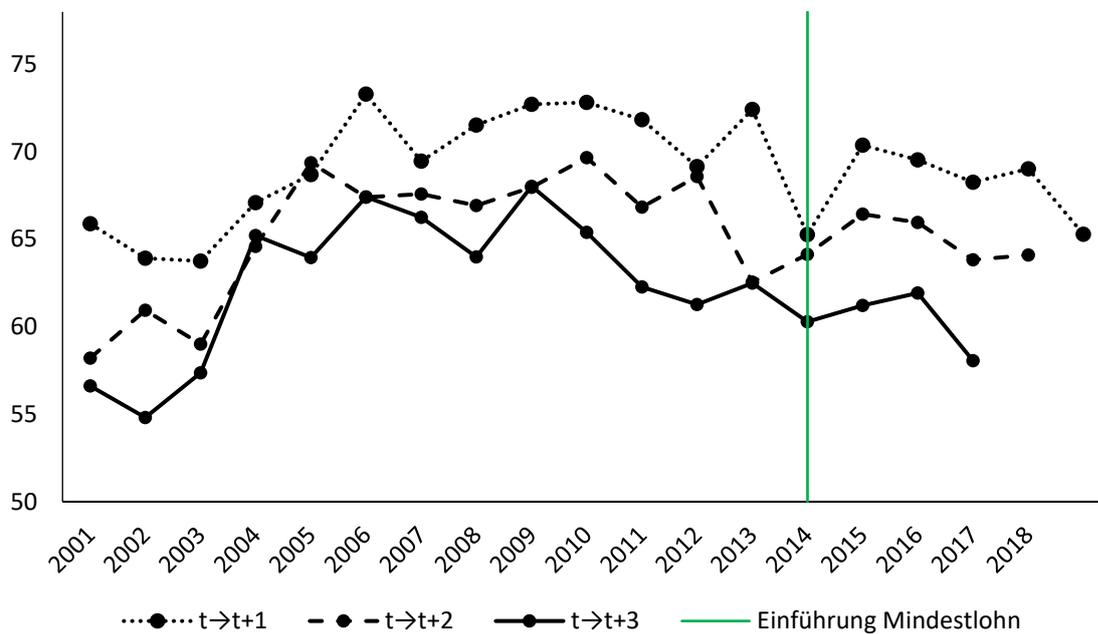
Quelle: SOEP.v36eu.– Anmerkungen: RIF-Regressionsergebnisse für die Änderung der Standardabweichung der Lohnmobilität. Lohnmobilität ist definiert als Rangwechsel zwischen Perzentilen der Verteilung der tatsächlichen Stundenlöhne zwischen Ausgangsjahr t und Jahr t+1. Einteilung der Perzentile nach Ausgangsregion und -jahr unter Verwendung von Hochrechnungsfaktoren. Die Änderung wird zwischen dem Zeitraum 2012 bis 2014 und dem Zeitraum 2015 bis 2019 dargestellt und in kompositorische (Spalten a) und strukturelle Effekte (Spalten b) eingeteilt. Basierend auf der Längsschnittstichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3. Robuste Standardfehler in Klammern, auf Personenebene geclustert mit * p < 0,1, ** p < 0,05, *** p < 0,01.

Tab. A 6.2: Robustheitsanalyse für regionale DiD-Effekte zur Beurteilung der Lohnmobilität (Referenzjahr 2012/2013)

	Aufwärts- mobilität 1	Abwärts- mobilität 2	Mobilität insgesamt 3
Konstante	0,837*** (0,063)	0,167*** (0,053)	1,003*** (0,059)
2013/2014	-0,129 (0,084)	0,105 (0,073)	-0,024 (0,07)
2014/2015	-0,261*** (0,08)	0,079 (0,071)	-0,182** (0,072)
2015/2016	-0,201** (0,078)	0,056 (0,071)	-0,145** (0,071)
2016/2017	-0,234*** (0,081)	0,140* (0,072)	-0,094 (0,073)
2017/2018	-0,204** (0,085)	-0,029 (0,076)	-0,233*** (0,075)
2018/2019	-0,369*** (0,082)	0,149** (0,075)	-0,220*** (0,073)
Kaitz-Index	-0,431*** (0,094)	0,066 (0,079)	-0,365*** (0,088)
Kaitz x Jahr (Referenz: 2012/2013)			
Placebo 2013/2014	0,125 (0,126)	-0,067 (0,109)	0,058 (0,105)
DiD 2014/2015	0,318*** (0,119)	-0,017 (0,106)	0,302*** (0,109)
DiD 2015/2016	0,201* (0,117)	0,049 (0,107)	0,250** (0,107)
DiD 2016/2017	0,299** (0,119)	-0,127 (0,104)	0,171 (0,108)
DiD 2017/2018	0,241* (0,133)	0,174 (-0,12)	0,415*** (0,119)
DiD 2018/2019	0,432*** (0,126)	-0,049 (0,116)	0,383*** (0,113)
Soziodemografische Charakteristika	ja	ja	ja
Beschäftigungscharakteristika	ja	ja	ja
Veränderung der Beschäftigung	ja	ja	ja
Dezil der Lohnverteilung im Ausgangsjahr t	ja	ja	ja
Adj. R ²	0,04	0,01	0,03
Beobachtungen	23.945	23.945	23.945

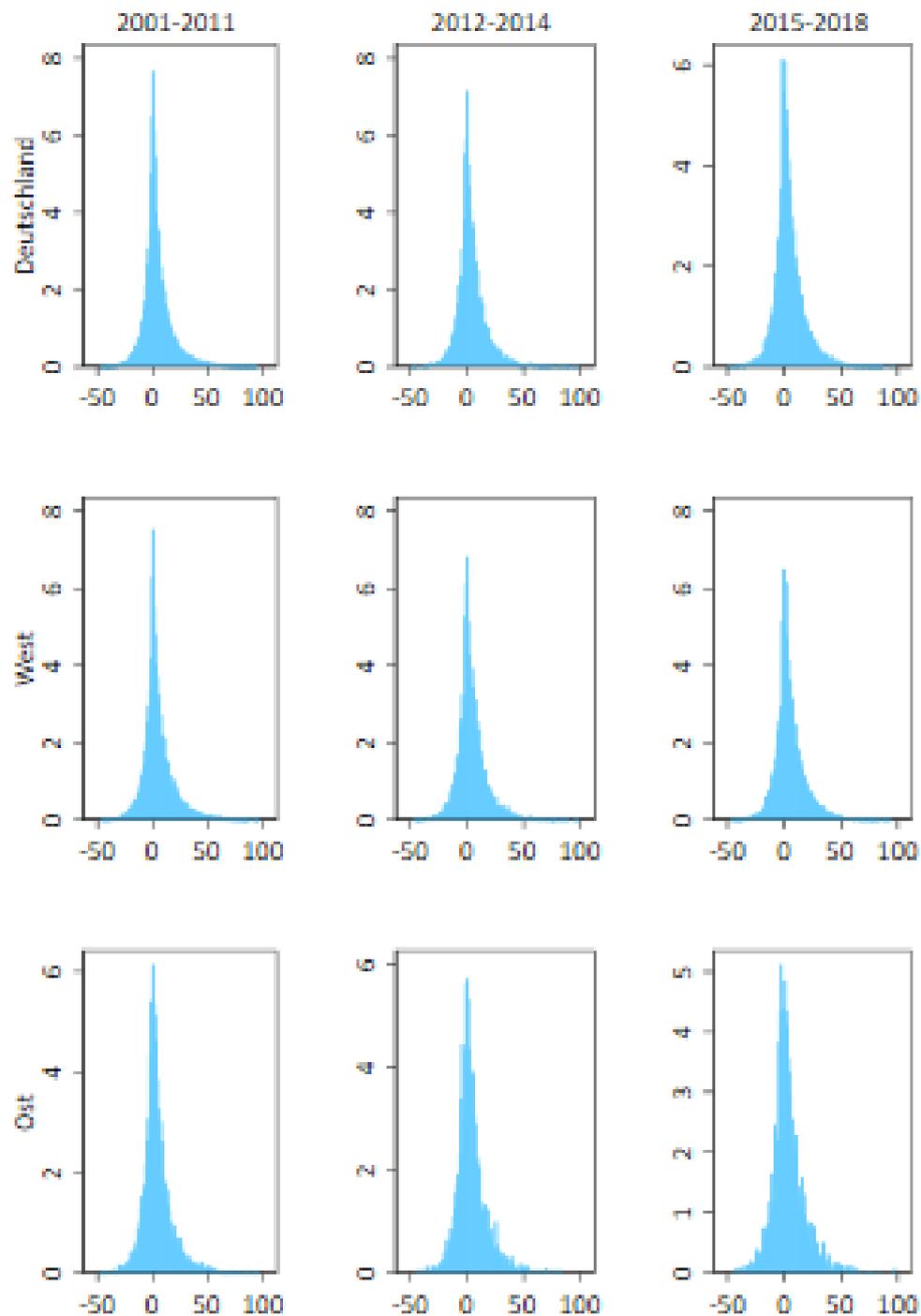
Quelle: SOEP.v36eu. – Anmerkungen: Regressionsergebnisse für den regionalen DiD-Ansatz entsprechend Beschreibung in Kapitel 2.5. Robuste Standardfehler in Klammern, auf Personenebene geclustert mit * $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$. Es werden keine Hochrechnungsfaktoren verwendet. Die Referenzgruppe ist männlich, verheiratet, hat keine Kinder unter 16 Jahren im Haushalt, arbeitet unbefristet in Vollzeit in einem technischen oder gleichrangigen nicht-technischen Beruf und in einer mittelgroßen Firma, hat ein mittleres Bildungsniveau, die deutsche Staatsangehörigkeit, wohnt in Westdeutschland und berichtet keinen Arbeitsplatz- und Berufswechsel. Alle Koeffizienten sind in Prozent ausgewiesen. Basierend auf der Längsschnittstichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3.

Abb. A 6.1: Rangkorrelationen der Lohnmobilität nach Jahresübergängen
in %



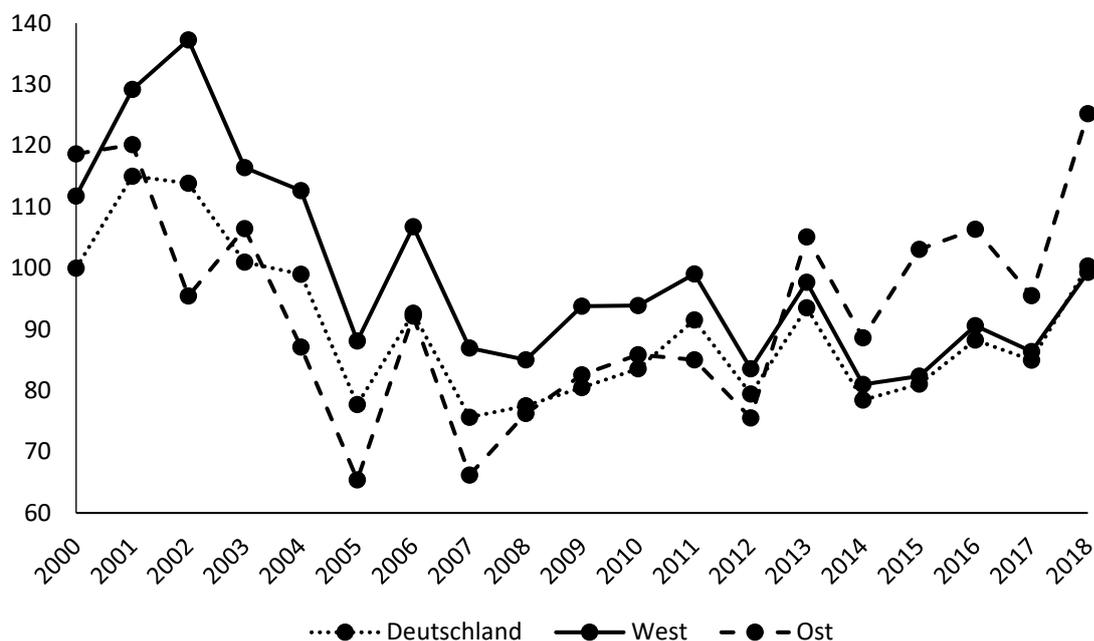
Quelle: SOEP.v36eu. – Anmerkungen: Verteilung des individuellen Rangunterschieds (nach Perzentilen der Verteilung der tatsächlichen Stundenlöhne) zwischen Jahr t und Jahr t+x. Einteilung der Perzentile und Berechnung der Durchschnitte erfolgt pro Ausgangsregion und -jahr unter Verwendung von Hochrechnungsfaktoren. Basierend auf der Längsschnittstichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3.

Abb. A 6.2: Verteilung der Rangwechsel zwischen Lohnperzentilen



Quelle: SOEP.v36eu. – Anmerkungen: Verteilung des individuellen Rangunterschieds (nach Perzentilen der Verteilung der tatsächlichen Stundenlöhne) zwischen Jahr t und Jahr $t+1$. Einteilung der Perzentile und Berechnung der Durchschnitte erfolgt pro Ausgangsregion und -jahr unter Verwendung von Hochrechnungsfaktoren. Basierend auf der Längsschnittstichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3.

Abb. A 6.3: Varianz der Verteilung der Rangwechsel zwischen Lohnperzentilen



Quelle: SOEP.v36eu. – Anmerkungen: Varianz der Verteilung der individuellen Rangunterschiede (nach Perzentilen der Verteilung der tatsächlichen Stundenlöhne) zwischen Jahr t und Jahr t+1. Einteilung der Perzentile und Berechnung der Durchschnitte erfolgt pro Ausgangsregion und -jahr unter Verwendung von Hochrechnungsfaktoren. Basierend auf der Längsschnittstichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3.

Tab. A 7.1: Hausman-Test zur Bestimmung des Schätzmodells

Hausman-Test	FE	RE	Δ	
Kaitz-Index	0,04	0,22	-0,18	(0,03)
Kaitz-Index x Jahr (Referenz: 2013)				
Placebo 2014	0,00	0,00	0,00	(0,001)
DiD 2015	-0,06	-0,08	0,01***	(0,003)
DiD 2016	-0,06	-0,07	0,01***	(0,003)
DiD 2017	-0,09	-0,06	-0,03***	(0,006)
DiD 2018	-0,11	-0,08	-0,03***	(0,006)
DiD 2019	-0,11	-0,08	-0,03***	(0,006)
Chi ²	2.550			
Hypothese	Differenz der Koeffizienten nicht systematisch			

Quelle: SOEP.v36eu. – Anmerkungen: Hausman-Test für die Basisspezifikation aus Tab. 7.2 (Spalten 2 und 4). FE – fixe Effekte, RE – random Effekte, Δ – Differenz.

Tab. A 7.2: Mindestlohneffekte auf die vertragliche Arbeitszeit: alternative Spezifikationen

	1	2	3	4	5	6
	Baseline	Veränderung der Beschäftigung	Gesundheit	Ohne Umzüge	Absolute Arbeitszeit RE	Absolute Arbeitszeit FE
Konstante	3,51*** (0,02)	3,52*** (0,02)	3,51*** (0,02)	3,47*** (0,02)	-1,31* (0,76)	-1,84** (0,79)
Kaitz-Index	0,22*** (0,03)	0,22*** (0,03)	0,22*** (0,03)	0,28*** (0,04)	1,56*** (0,53)	1,92*** (0,55)
Kaitz-Index x Jahr (Referenz: 2013)						
Placebo 2014	-0,00 (0,02)	-0,00 (0,02)	-0,00 (0,02)	-0,00 (0,03)	4,75*** (0,71)	0,53 (1,13)
DiD 2015	-0,08*** (0,03)	-0,08*** (0,03)	-0,08*** (0,03)	-0,07** (0,03)	-0,01 (0,50)	0,06 (0,51)
DiD 2016	-0,07** (0,03)	-0,07** (0,03)	-0,07** (0,03)	-0,07** (0,03)	-1,41** (0,56)	-1,10* (0,57)
DiD 2017	-0,06 (0,03)	-0,06* (0,03)	-0,06* (0,03)	-0,03 (0,03)	-1,06* (0,62)	-0,80 (0,64)
DiD 2018	-0,08** (0,04)	-0,08** (0,04)	-0,08** (0,04)	-0,07** (0,04)	-0,82 (0,72)	-1,44* (0,75)
DiD 2019	-0,08** (0,04)	-0,08** (0,04)	-0,08** (0,04)	-0,08** (0,04)	-1,31* (0,76)	-1,84** (0,79)
Soziodemografische Charakteristika	ja	ja	ja	ja	ja	ja
Beschäftigungscharakteristika	ja	ja	ja	ja	ja	ja
Veränderung der Beschäftigung		ja	ja			
Gesundheitscharakteristika			ja			
Pseudo R ²	0,24	0,24	0,24	0,25	0,29	0,04
Beobachtungen	79.101	79.101	79.067	71.619	79.101	79.101

Quelle: SOEP.v36. – Anmerkungen: Regressionsergebnisse für den regionalen DiD-Ansatz entsprechend Beschreibung in Kapitel 2.5 mit Random/Fixen-Effekten (RE/FE). Die abhängige Variable ist die logarithmierte (in Spalten 5 und 6: absolute) vertragliche Wochenarbeitszeit. Alle Koeffizienten sind in Prozent ausgewiesen. Robuste Standardfehler in Klammern, auf Personenebene geclustert mit * p < 0,1, ** p < 0,05, *** p < 0,01. Es werden keine Hochrechnungsfaktoren genutzt. Die Spalten unterscheiden sich u.a. durch die berücksichtigten Kontrollvariablen (1, 4 bis 6: soziodemografische und Beschäftigungscharakteristika; 2: zusätzlich Variablen zum Stellen- und Berufswechsel, 3: zusätzlich Gesundheitscharakteristika). Die Referenzgruppe in Spalten 1 sowie 4 bis 6 ist männlich, verheiratet, hat keine Kinder unter 16 Jahre im Haushalt, arbeitet unbefristet im Produktionssektor in einer mittelgroßen Firma, hat ein mittleres Bildungsniveau sowie die deutsche Staatsbürgerschaft. Die übrigen Kategorien der Kontrollvariablen sind in Tab. A 2.2 und Tab. A 2.3 ausgewiesen. In Spalte 2 weist die Referenzgruppe zusätzlich keinen Stellen- und Berufswechsel und in Spalte 3 einen sehr guten Gesundheitszustand auf. Basierend auf der Längsschnittstichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3.

Tab. A 7.3: Mindestlohneffekte auf die vertragliche Arbeitszeit: Robustheitsanalysen mit alternativen Kaitz-Berechnungen

	1	2	3	4	5	6	7
Konstante	3,44***	3,46***	3,46***	3,51***	3,50***	3,50***	3,53***
Kaitz-Indizes (Median)							
Kaitz (Replikation MLK009)	0,35*** (0,03)						
Kaitz statisch		0,31*** (0,04)					
Kaitz statisch mit ML-Erhöhungen			0,31*** (0,04)				
Kaitz dynamisch (Basisspezifikation)				0,22*** (0,03)			
Kaitz-Indizes (Mittelwert)							
Kaitz statisch					0,28*** (0,04)		
Kaitz statisch mit ML-Erhöhungen						0,28*** (0,04)	
Kaitz dynamisch							0,22*** (0,04)
Kaitz-Index x Jahr (Referenz: 2013)							
Placebo 2014	0,00 (0,02)	0,00 (0,02)	0,00 (0,02)	-0,00 (0,02)	-0,00 (0,02)	-0,00 (0,02)	-0,00 (0,02)
DiD 2015	-0,07*** (0,03)	-0,07*** (0,03)	-0,07*** (0,03)	-0,08*** (0,03)	-0,07** (0,03)	-0,07** (0,03)	-0,07*** (0,03)
DiD 2016	-0,07** (0,03)	-0,05* (0,03)	-0,06** (0,03)	-0,07** (0,03)	-0,04 (0,03)	-0,05* (0,03)	-0,05* (0,03)
DiD 2017	-0,08*** (0,03)	-0,07** (0,03)	-0,08*** (0,03)	-0,06 (0,03)	-0,06** (0,03)	-0,07** (0,03)	-0,04 (0,04)
DiD 2018		-0,09*** (0,03)	-0,11*** (0,03)	-0,08** (0,04)	-0,09** (0,04)	-0,10*** (0,03)	-0,07* (0,04)
DiD 2019		-0,10*** (0,04)	-0,12*** (0,03)	-0,08** (0,04)	-0,08** (0,04)	-0,10*** (0,04)	-0,06 (0,04)
Kontrollvariablen	ja	ja	ja	ja	ja	ja	ja
Pseudo R ²	0,25	0,24	0,24	0,24	0,24	0,24	0,24
Beobachtungen	57.378	79.101	79.101	79.101	79.101	79.101	79.101

Quelle: SOEP.v36eu. – Anmerkungen: Regressionsergebnisse für den regionalen DiD-Ansatz entsprechend Beschreibung in Kapitel 2.5 mit Random-Effekten. Die abhängige Variable ist die logarithmierte vertragliche Wochenarbeitszeit. Alle Koeffizienten sind in Prozent ausgewiesen. Robuste Standardfehler in Klammern, auf Personenebene geclustert mit * p < 0,1, ** p < 0,05, *** p < 0,01. Es werden keine Hochrechnungsfaktoren verwendet. Die verwendeten Kontrollvariablen umfassen soziodemografische und Beschäftigungscharakteristika. Die Referenzgruppe ist männlich, verheiratet, hat keine Kinder unter 16 Jahren im Haushalt, arbeitet unbefristet in Vollzeit in einem technischen oder gleichrangigen nichttechnischen Beruf und in einer mittelgroßen Firma, hat ein mittleres Bildungsniveau und die deutsche Staatsangehörigkeit. Die übrigen Kategorien der Kontrollvariablen sind in Tab. A 2.2 und Tab. A 2.3 ausgewiesen. Basierend auf der Längsschnittstichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3.

Tab. A 7.4: Mindestlohneffekte auf das Wachstum der vertraglichen Wochenarbeitszeiten (VSE)

	1	2	3	4	5
	Vollzeit	Teilzeit	Geringfügige Beschäftigung	Frauen	Männer
Kaitz-Index	0,05*** (0,00)	0,27*** (0,01)	-0,20*** (0,02)	0,20*** (0,01)	0,04*** (0,00)
Jahr 2014 bis 2018	0,01*** (0,00)	-0,01 (0,01)	-0,11*** (0,02)	-0,01 (0,01)	0,01 (0,00)
Kaitz-Index x Jahr	-0,01*** (0,00)	-0,05*** (0,02)	-0,06* (0,03)	-0,02* (0,01)	-0,03*** (0,01)
Konstante	3,63*** (0,00)	3,07*** (0,01)	2,28*** (0,02)	3,06*** (0,01)	3,12*** (0,00)
Soziodemografische Charakteristika	ja	ja	ja	ja	ja
Beschäftigungscharakteristika	ja	ja	ja	ja	ja
Tätigkeitsniveau	ja	ja	ja	ja	ja
Tarifbindung	ja	ja	ja	ja	ja
Adj. R ²	0,19	0,59	0,05	0,76	0,82
Beobachtungen	912.745	572.128	241.857	676.222	808.651

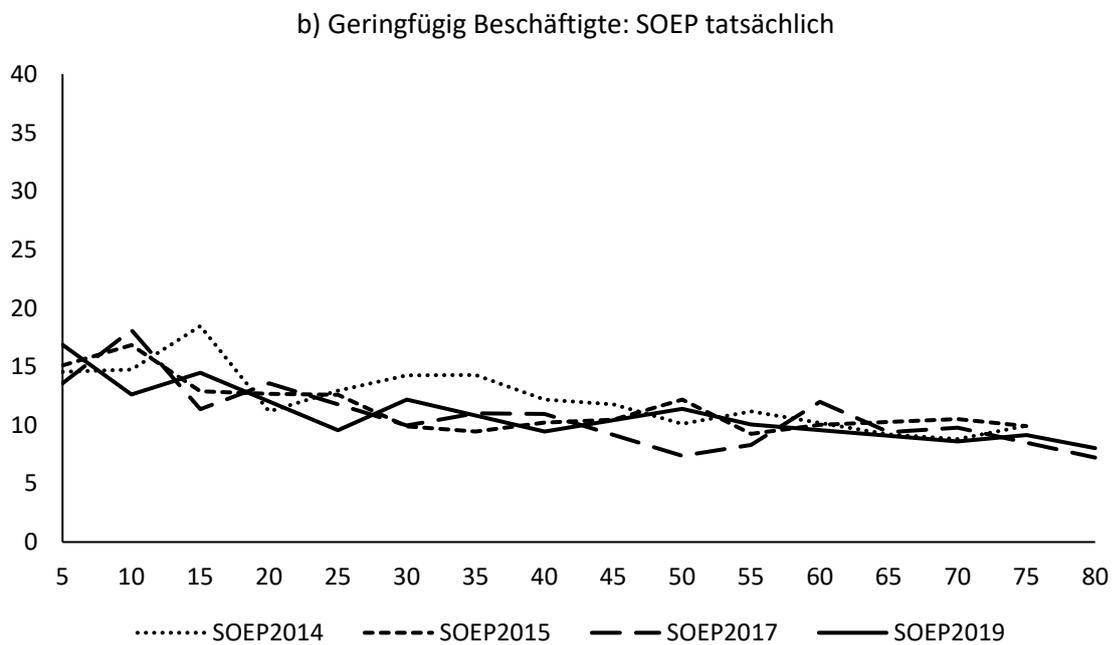
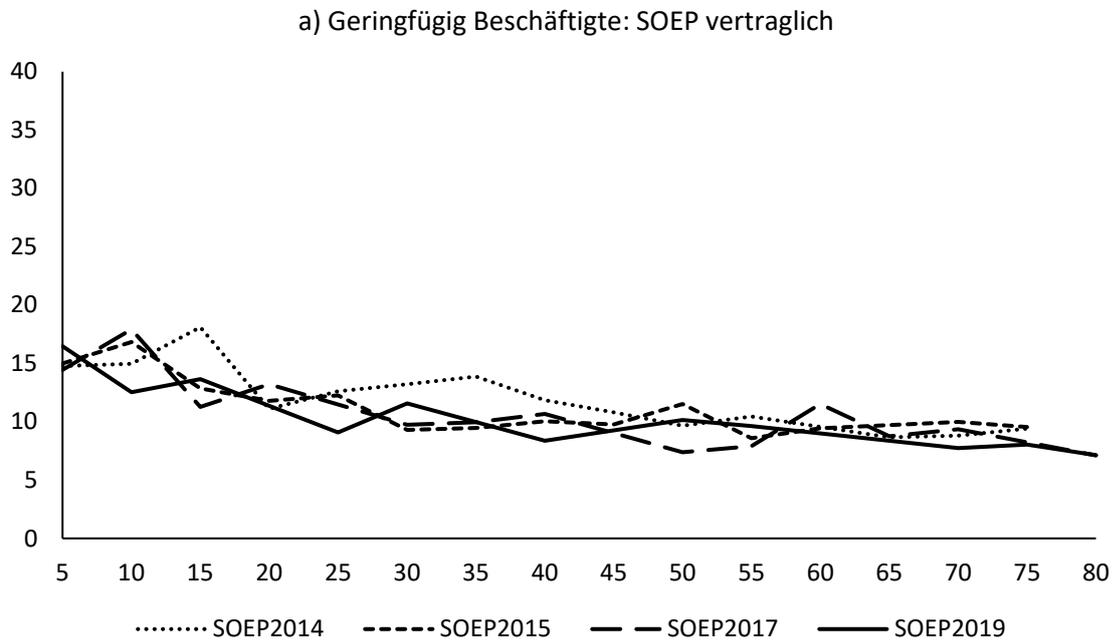
Quelle: VSE 2014 und 2018. – Anmerkungen: Regressionsergebnisse für den regionalen DiD-Ansatz entsprechend Beschreibung in Kapitel 2.5 angepasst für die Analyse mit VSE-Daten entsprechend Beschreibung im Text. Die abhängige Variable ist die logarithmierte vertragliche Wochenarbeitszeit. Alle Koeffizienten sind in Prozent ausgewiesen. Robuste Standardfehler in Klammern, auf Personenebene geclustert mit * $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$. Es werden keine Hochrechnungsfaktoren verwendet. Die Referenzgruppe ist männlich, arbeitet unbefristet in Vollzeit in einem technischen oder gleichrangigen nichttechnischen Beruf und in einer mittelgroßen Firma und hat ein mittleres Bildungsniveau. Die übrigen Kategorien der Kontrollvariablen sind in Tab. A 2.2 und Tab. A 2.3 ausgewiesen.

Tab. A 7.5: Durchschnittliche Mehrarbeit für geringfügig und sozialversicherungspflichtig Beschäftigte

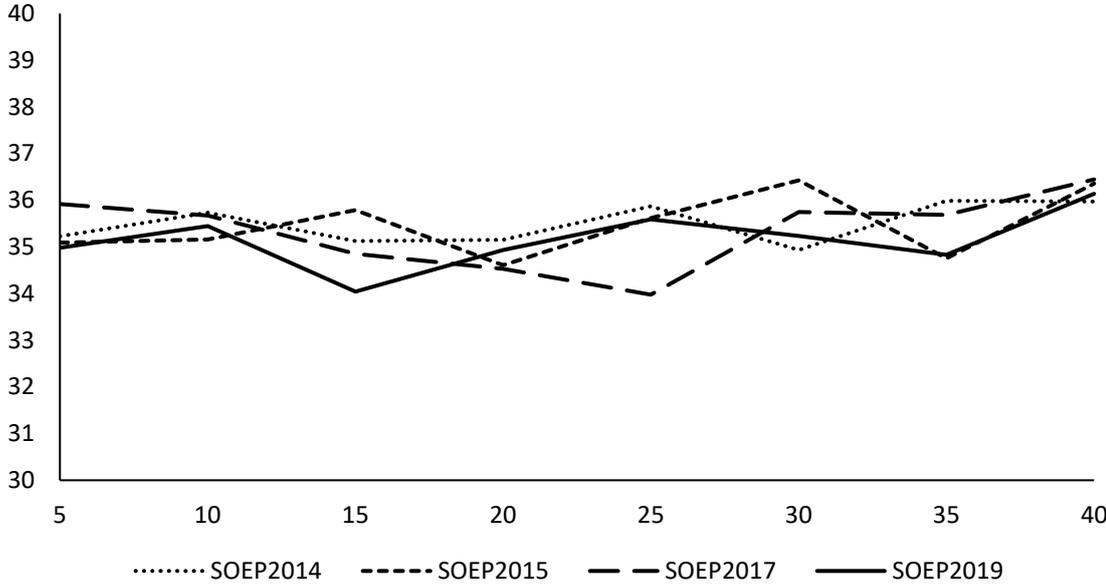
	2014	2015	2016	2017	2018
Geringfügig Beschäftigte					
Anspruch auf bezahlte Arbeitspause (Anteile)	0,14 (0,35)	0,06 (0,25)	0,08 (0,26)	0,08 (0,27)	0,13 (0,33)
Beobachtungen	529	958	890	874	899
Sozialversicherungspflichtig Beschäftigte					
Anspruch auf bezahlte Arbeitspause (Anteile)	0,28 (0,45)	0,27 (0,45)	0,31 (0,46)	0,30 (0,46)	0,25 (0,44)
Beobachtungen	7.962	10.590	9.845	11.312	10.899

Quelle: SOEP.v36eu. – Anmerkungen: Gewichtete Ergebnisse. Basierend auf der Querschnittsstichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3.

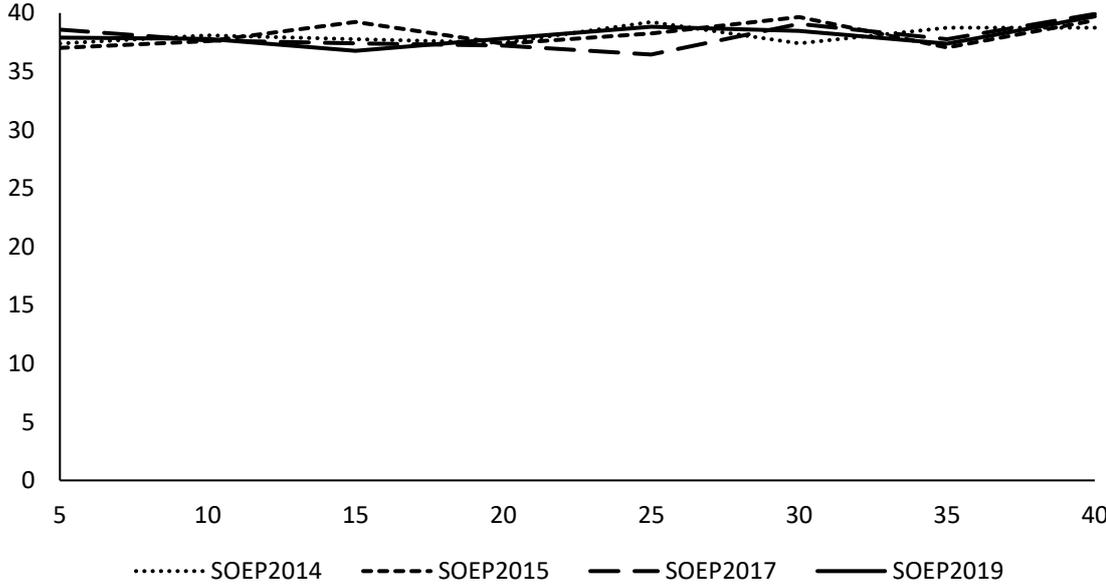
Abb. A 7.1: Pen's Paraden der Wochenarbeitszeiten nach Jahren für geringfügig und sozialversicherungspflichtig Beschäftigte pro Stundenlohnperzentil
in Stunden (y-Achse) pro Stundenlohnperzentil (x-Achse)



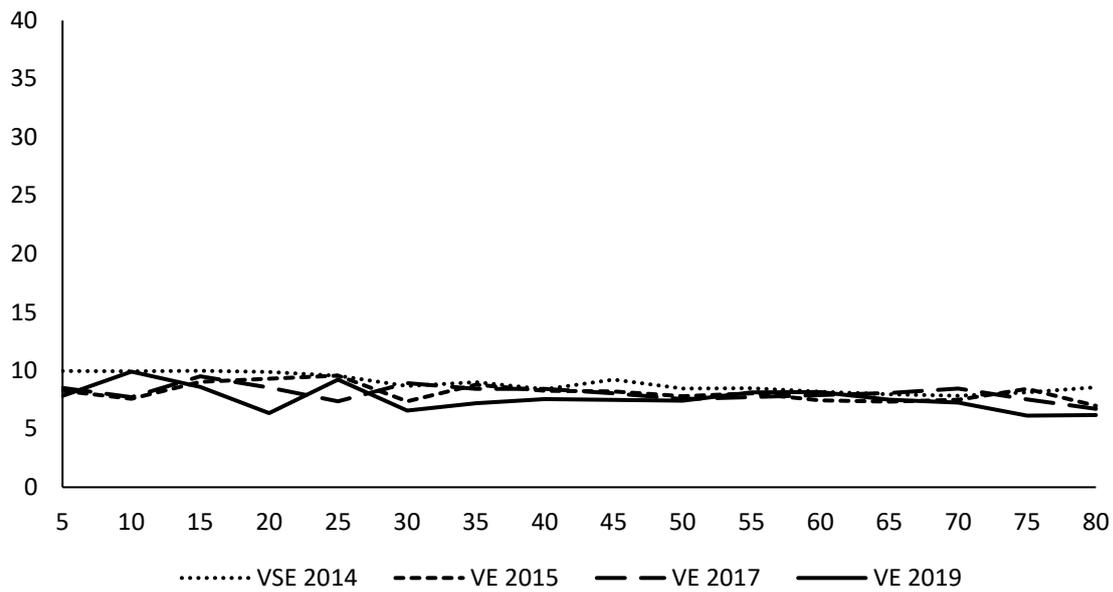
c) Sozialversicherungspflichtig Beschäftigte: SOEP vertraglich



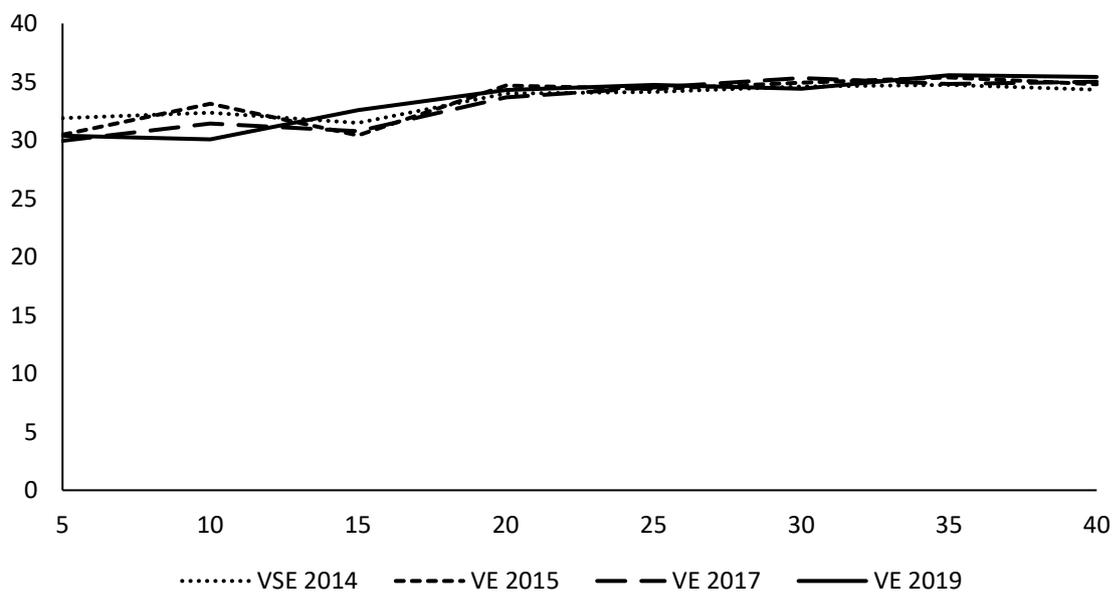
d) Sozialversicherungspflichtig Beschäftigte: SOEP tatsächlich



e) Geringfügig Beschäftigte: VSE/VE

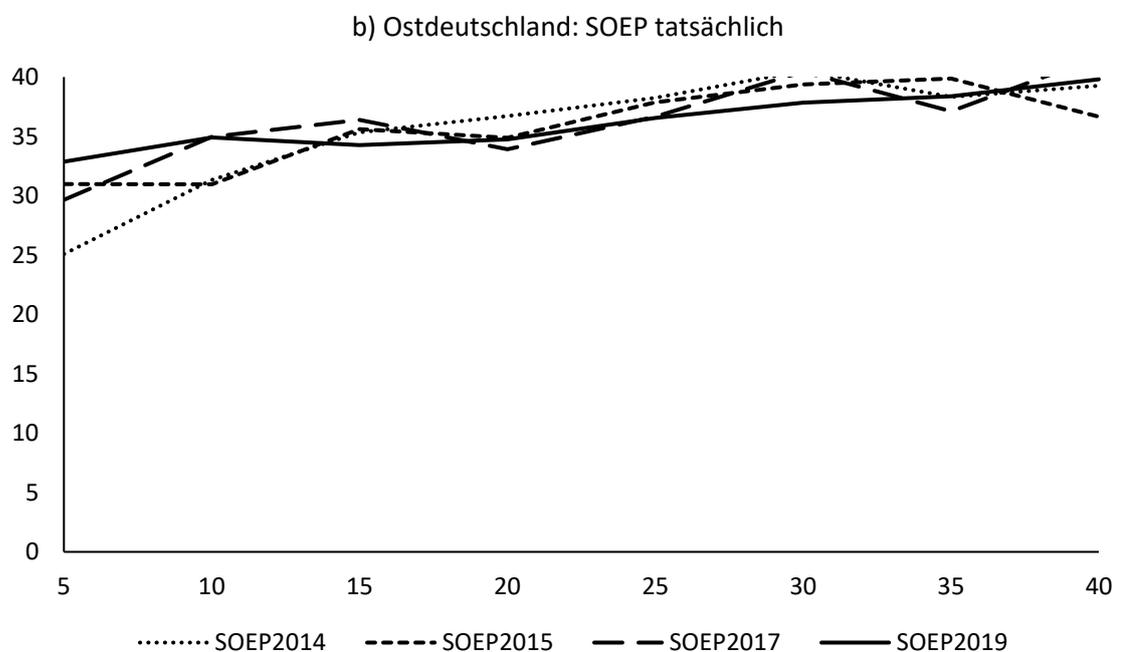
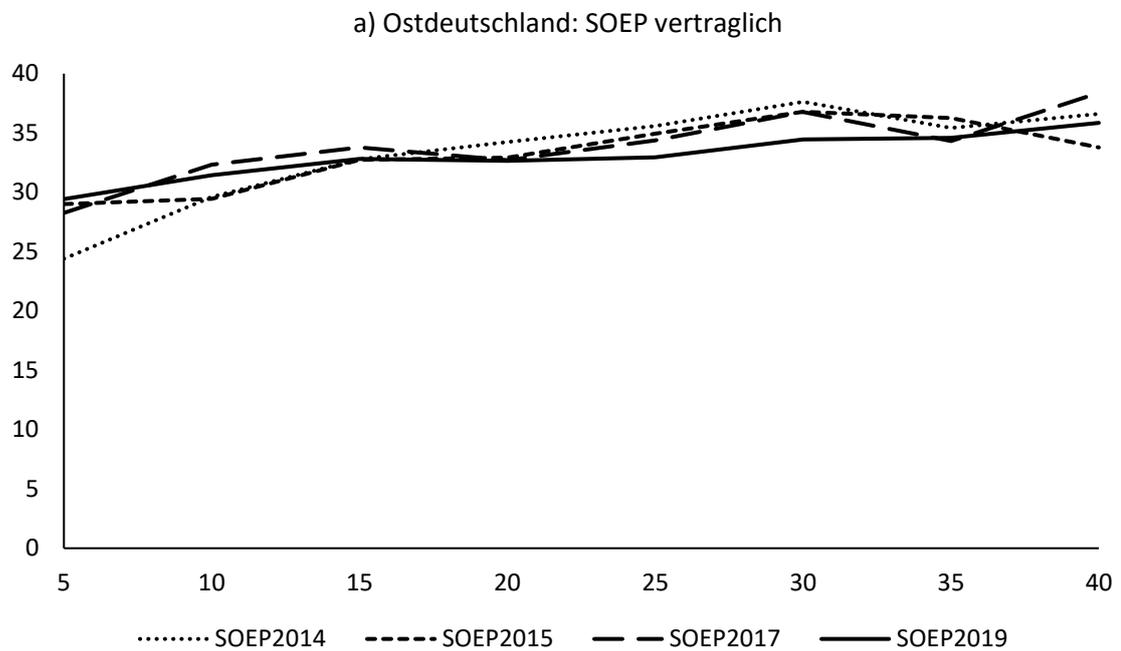


f) Sozialversicherungspflichtig Beschäftigte: VSE/VE

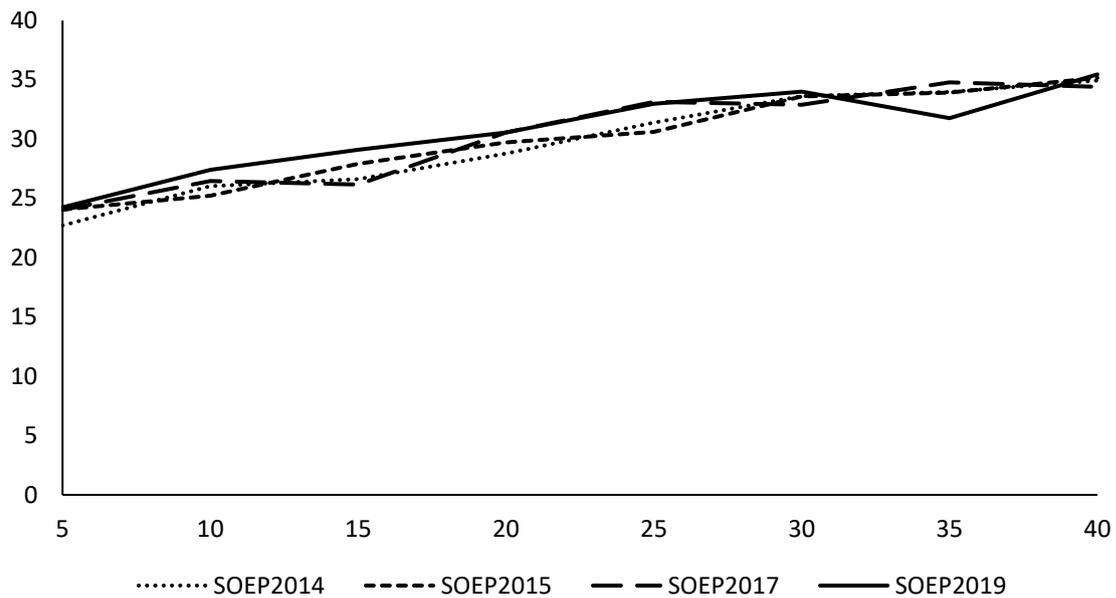


Quellen: SOEP.v36eu, VSE 2014, VE 2015, 2017 und 2019. – Anmerkungen: Durchschnitte der Wochenarbeitszeiten für Perzentilgruppen des jeweiligen Stundenlohns, 5-Prozent-Perzentilgruppen bis zum 40. Perzentil. Gewichtete Ergebnisse. Basierend auf der Querschnittsstichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3.

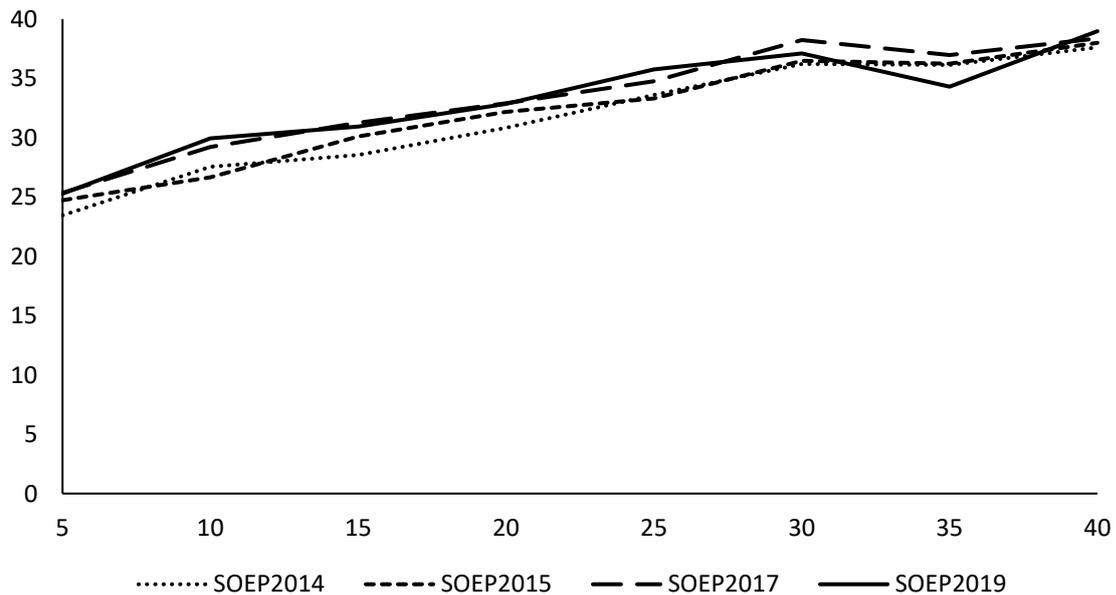
Abb. A 7.2: Pen's Paraden der Wochenarbeitszeiten nach Jahren für Ost- und Westdeutschland pro Stundenlohnperzentil
in Stunden (y-Achse) pro Stundenlohnperzentil (x-Achse)



c) Westdeutschland: SOEP vertraglich



d) Westdeutschland: SOEP tatsächlich



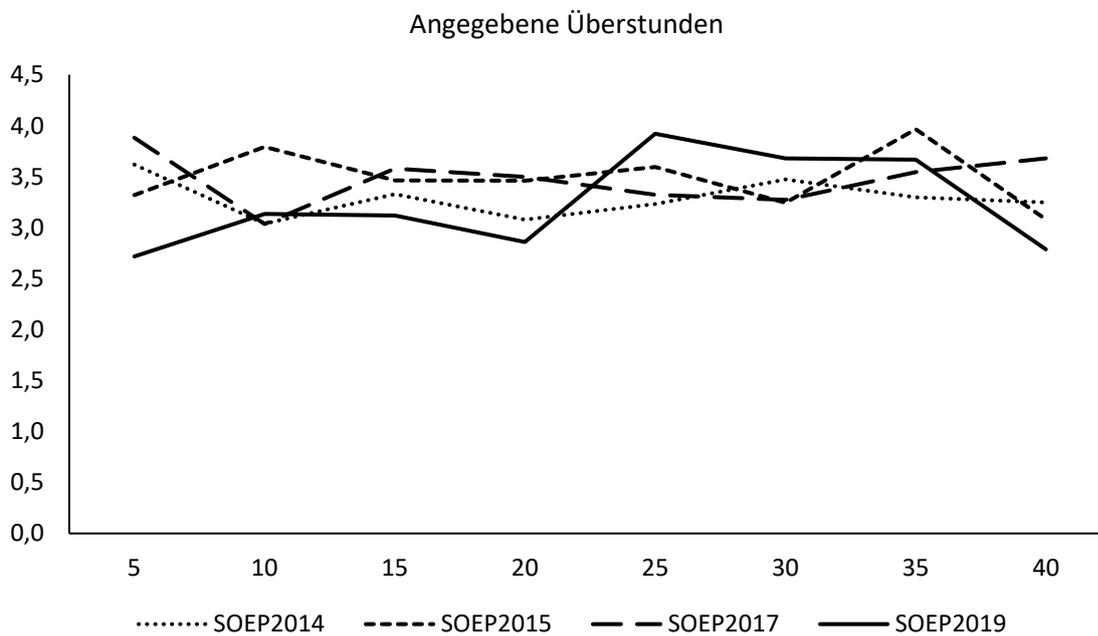
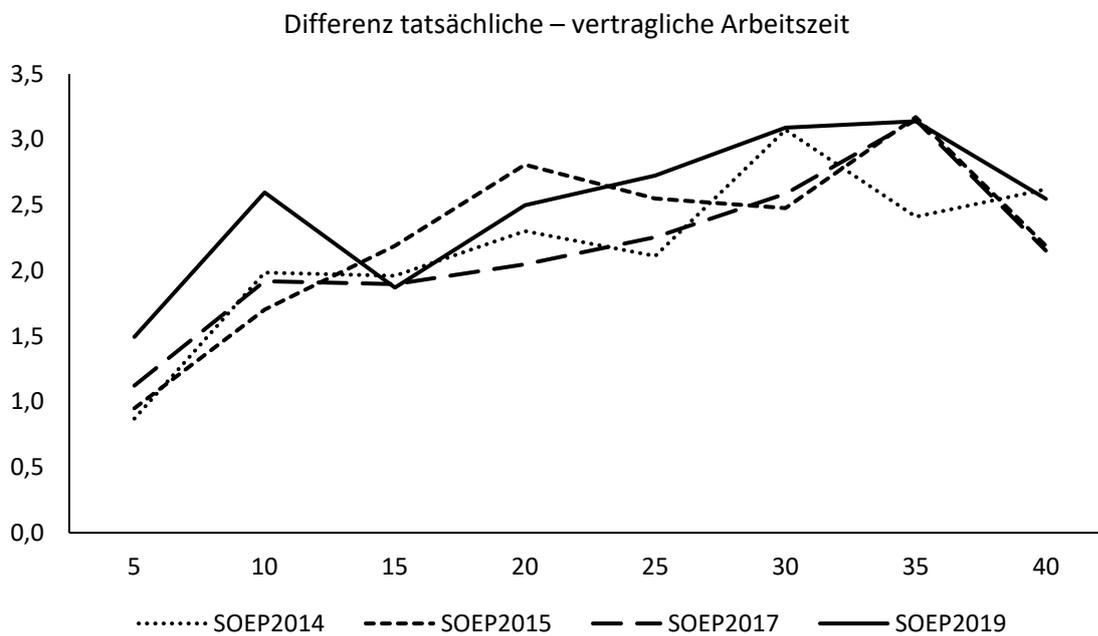
Quellen: SOEP.v36eu, VSE 2014, VE 2015, 2017 und 2019. – Anmerkungen: Durchschnitte der Wochenarbeitszeiten für Perzentilgruppen des jeweiligen Stundenlohns, 5-Prozent-Perzentilgruppen bis zum 40. Perzentil. Gewichtete Ergebnisse. Basierend auf der Querschnittsstichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3.

Tab. A 8.1: Mehrarbeit nach Arbeitszeiterfassung ja/nein

	Keine Arbeitszeit-Erfassung	Arbeitszeit-Erfassung
Differenz tats.-vertr.	3,16	2,95
	-5,41	-4,46
Beobachtungen	2.852	9.238
Überst. angegeben	4,06	3,58
	-3,66	-3,2
Beobachtungen	1.213	5.150

Quelle: SOEP.v36eu. – Anmerkungen: Gewichtete Ergebnisse. Basierend auf der Querschnittsstichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3.

Abb. A 8.1: Pen's Paraden der Mehrarbeit nach Jahren pro Stundenlohnperzentil



Quelle: SOEP.v36eu. – Anmerkungen: Gewichtete Ergebnisse. Basierend auf der Querschnittsstichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3.

Tab. A 9.1: Fragen zu Nebentätigkeiten im SOEP

	2014	2015	2016	2017	2018	2019
Ausübung Nebentätigkeit?	X	X	X	X	X	X
Art Nebentätigkeit	X	X	X	X	X	X
Tage pro Monat	X	X	X	X	X	X
Stunden pro Woche	(X)	X	X	X	X	X
Monatlicher Bruttoverdienst	X	X	X	X	X	X
Wie viele Nebentätigkeiten?			X	X	X	X
Differenzierung drei wichtigste Nebentätigkeiten				X	X	X
Berufliche Stellung (z.B. Angestellte)				X	X	X
Ehrenamt?				X	X	X
Minijob?				X	X	X
Unentgeltlich?				X	X	X

Quelle: SOEP.v36eu.

Tab. A 9.2: Anzahl an Personen mit einer oder mehreren Nebentätigkeiten

Anzahl der hochgerechneten (absoluten) Beobachtungen und Anteile [in %]

	2017	2018	2019
Anzahl Personen mit			
1 Nebentätigkeit	2.853.154 (1.212) [93]	3.069.666 (1.239) [93]	2.922.505 (1.258) [93]
2 Nebentätigkeiten	+ 171.008 (84) [6]	269.536 (83) [6]	204.993 (87) [6]
3 Nebentätigkeiten	+ 20.294 (8) [1]	11.028 (6) [1]	18.121 (13) [1]
Gesamt	= 3.044.456 (1.304) [100]	3.350.229 (1.328) [100]	3.145.619 (1.358) [100]

Quelle: SOEP.v36eu. – Anmerkungen: Hochgerechnete Beobachtungszahlen, absolute Beobachtungszahlen in Klammern. Prozentanteile in eckigen Klammern. Längsschnittstichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3.

Tab. A 9.3: Logit-Modell zur Ausübung einer Nebentätigkeit (im Niedriglohnsektor)

	2014	2015 - 2016	2017 - 2018	2019
<u>Beschäftigungscharakteristika</u>				
Arbeitszeitpräferenz				
Würde gerne mehr Stunden arbeiten	0,02 (0,03)	-0,02 (0,02)	0,01 (0,02)	–
Würde gerne weniger Stunden arbeiten	0,04 (0,03)	-0,01 (0,01)	0,06** (0,02)	–
Zufriedenheit				
Unzufrieden mit dem Haushaltseinkommen	0,01 (0,03)	0,01 (0,02)	-0,01 (0,02)	-0,04 (0,03)
Unzufrieden mit der Arbeit	-0,02 (0,03)	0,00 (0,03)	0,02 (0,03)	-0,01 (0,07)
Unzufrieden mit der Arbeitsplatzsicherheit	-0,01 (0,02)	-0,01 (0,01)	-0,03** (0,01)	0,02 (0,03)
Haupttätigkeit				
Log-Lohn	-0,06 (0,04)	-0,03 (0,03)	0,03 (0,04)	0,03 (0,08)
Wöchentliche Arbeitszeit (in Std.)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	0,00*** (0,00)
Überstunden	0,01 (0,02)	0,02 (0,01)	0,00 (0,02)	0,02 (0,03)
Teilzeitbeschäftigt	0,07* (0,04)	0,06** (0,03)	0,04 (0,03)	0,15*** (0,05)
Befristeter Vertrag	-0,01 (0,02)	-0,03* (0,01)	0,03 (0,02)	-0,04 (0,03)
<u>Familienstand</u>				
Verheiratet	0,05*** (0,02)	0,03* (0,02)	0,00 (0,02)	0,04 (0,03)
Kind(er) im Haushalt	0,00 (0,02)	0,02 (0,01)	-0,01 (0,02)	0,07* (0,04)
Soziodemografische Informationen	ja	ja	ja	ja
Beschäftigungscharakteristika	ja	ja	ja	ja
Veränderung der Beschäftigung	ja	ja	ja	
Pseudo R ²	0,1	0,07	0,07	0,12
Beobachtungen	886	1.765	1.504	418

Quelle: SOEP.v36eu. – Anmerkungen: Marginale Effekte für die Logit-Regression zur Ausübung einer Nebentätigkeit. Umfasst alle Personen, die in der Haupttätigkeit einen Lohn unter 10 Euro verdienen. Standardfehler in Klammern mit * p < 0,1, ** p < 0,05, *** p < 0,01. Weitere Kontrollvariablen enthalten soziodemografische Charakteristika (Altersgruppen, Bildungsabschluss, Staatsangehörigkeit), Beschäftigungscharakteristika (Firmengröße, Sektor, Berufsklassifikation) sowie Veränderung der Beschäftigung (Berufs- und Stellenwechsel). Die Kategorien dieser Kontrollvariablen sind in Tab. A 2.2 und Tab. A 2.3 ausgewiesen. Basierend auf der Längsschnittstichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3.

Tab. A 9.4: Robustheitsanalyse für den individuellen DiDiD-Ansatz zur Ausübung einer Nebentätigkeit (Kontrollgruppe mit einem Lohn zwischen 9,19 Euro und 12 Euro)

	1	2	3
Konstante (KG: 9,19 bis unter 12 Euro)	6,28*** (0,53)	3,77*** (0,96)	3,41*** (1,16)
2013	0,59 (0,64)	0,33 (0,65)	0,74 (0,75)
2015	0,69 (0,68)	0,20 (0,68)	0,10 (0,77)
2016	1,11 (0,71)	0,88 (0,72)	0,93 (0,81)
2017	1,01 (0,74)	0,61 (0,74)	0,76 (0,85)
2018	1,46** (0,74)	1,36* (0,76)	1,51* (0,89)
2019	1,02 (0,76)	0,83 (0,77)	–
BG 1: Unter 8,50 Euro	2,10*** (0,81)	2,22*** (0,83)	2,70*** (0,99)
Placebo 2013	-1,61 (1,02)	-1,66 (1,02)	-3,08** (1,22)
DiDiD 2015	0,99 (1,12)	0,62 (1,09)	-0,03 (1,28)
DiDiD 2016	0,41 (1,21)	0,26 (1,22)	-0,56 (1,43)
DiDiD 2017	1,41 (1,27)	1,17 (1,26)	0,76 (1,50)
DiDiD 2018	1,13 (1,31)	0,50 (1,34)	-0,67 (1,63)
DiDiD 2019	2,13 (1,41)	0,85 (1,38)	–
BG 2: 8,50 bis unter 8,84 Euro	-1,31 (1,40)	-1,37 (1,31)	-1,87 (1,52)
Placebo 2013	-1,95 (1,80)	-1,14 (1,72)	-0,20 (2,15)
Placebo 2015	-0,03 (1,97)	2,12 (1,91)	3,16 (2,33)
Placebo 2016	0,42 (2,06)	2,67 (2,07)	2,65 (2,35)
DiDiD 2017	0,60 (2,14)	2,12 (2,12)	3,10 (2,54)
DiDiD 2018	-2,38 (1,88)	0,20 (1,97)	-1,38 (2,15)
DiDiD 2019	-0,45 (2,13)	-0,80 (1,93)	–
BG 3: 8,84 bis unter 9,19 Euro	-0,07 (2,19)	-0,71 (2,06)	-2,40 (1,98)
Placebo 2013	-0,32 (2,93)	0,09 (2,76)	1,08 (2,81)
Placebo 2015	-2,25 (2,84)	-1,18 (2,69)	0,50 (2,81)
Placebo 2016	2,62 (3,26)	3,94 (3,34)	3,66 (3,39)
Placebo 2017	-0,18	-0,50	-0,16

	1	2	3
Placebo 2018	(2,95) 0,03	(2,77) -0,17	(2,76) 2,17
DiDiD 2019	(2,99) -0,27 (3,28)	(2,90) 1,19 (3,35)	(3,23) –
Soziodemografische Informationen		ja	ja
Beschäftigungscharakteristika		ja	ja
Veränderung der Beschäftigung			ja
Adj. R ²	0,00	0,03	0,03
Beobachtungen	29.489	26.130	17.474

Quelle: SOEP.v36eu. – Anmerkungen: OLS-Regressionsergebnisse für den individuellen DiDiD-Ansatz entsprechend Beschreibung in Kapitel 2.5. Alle Koeffizienten sind in Prozent ausgewiesen. Robuste Standardfehler in Klammern, auf Personenebene geclustert mit * p < 0,1, ** p < 0,05, *** p < 0,01. Es werden keine Hochrechnungsfaktoren verwendet. Die Spalten unterscheiden sich durch die berücksichtigten Kontrollvariablen (1: keine; 2: soziodemografische und Beschäftigungscharakteristika; 3: zusätzlich Variablen zum Stellen- und Berufswechsel). Die Referenzgruppe in Spalte 3 ist männlich, verheiratet, hat keine Kinder unter 16 Jahren im Haushalt, arbeitet unbefristet in Vollzeit in einem technischen oder gleichrangigen nichttechnischen Beruf und in einer mittelgroßen Firma, hat ein mittleres Bildungsniveau, die deutsche Staatsangehörigkeit, wohnt in Westdeutschland und berichtet keinen Arbeitsplatz- und Berufswechsel. Die übrigen Kategorien der Kontrollvariablen sind in Tab. A 2.2 und Tab. A 2.3 ausgewiesen. Basierend auf der Längsschnittstichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3. Kontroll- sowie Behandlungsgruppen (KG, BG) werden entsprechend Kapitel 2.5 eingeteilt.

Tab. A 9.5: Robustheitsanalyse für den individuellen DiDiD-Ansatz zum Bruttomonatslohnwachstum inkl. Nebenerwerb (Kontrollgruppe mit einem Lohn zwischen 9,19 Euro und 12 Euro)

	1	2	3
Konstante (KG: 9,19 bis unter 12 Euro)	5,42*** (0,74)	7,05*** (1,20)	4,37*** (1,18)
2012/2013	2,03* (1,07)	0,47 (1,03)	0,80 (1,05)
2014/2015	-0,20 (1,11)	-0,44 (1,05)	-0,33 (1,06)
2015/2016	1,84* (1,08)	1,58 (1,01)	1,16 (1,01)
2016/2017	2,48** (1,11)	2,98*** (1,08)	3,04*** (1,08)
2017/2018	2,43** (1,11)	2,78*** (1,06)	2,63** (1,05)
2018/2019	2,96** (1,17)	3,17*** (1,16)	1,97* (1,15)
BG 1: Unter 8,50 Euro	17,38*** (1,29)	12,91*** (1,34)	11,27*** (1,30)
Placebo 2012/2013	-3,81** (1,89)	-3,56* (1,91)	-3,25* (1,86)
DiDiD 2014/2015	1,66 (1,99)	1,45 (2,00)	1,26 (1,94)
DiDiD 2015/2016	-1,00 (1,94)	-1,47 (1,94)	-0,86 (1,87)
DiDiD 2016/2017	2,34 (2,09)	1,33 (2,15)	1,65 (2,09)
DiDiD 2017/2018	1,64 (2,05)	-0,44 (2,06)	0,07 (1,98)
DiDiD 2018/2019	5,07** (2,22)	2,25 (2,33)	3,30 (2,24)

	1	2	3
BG 2: 8,50 bis unter 8,84 Euro	4,79*	2,14	0,72
	(2,84)	(2,79)	(2,78)
Placebo 2012/2013	-5,9	0,08	0,55
	(3,98)	(3,68)	(3,64)
Placebo 2014/2015	-2,01	0,18	-0,11
	(3,80)	(3,87)	(3,86)
Placebo 2015/2016	-4,42	-1,93	-0,10
	(3,80)	(3,71)	(3,72)
DiDiD 2016/2017	-1,30	-1,72	-0,47
	(3,74)	(3,65)	(3,58)
DiDiD 2017/2018	-4,03	-3,76	-3,38
	(3,70)	(3,72)	(3,69)
DiDiD 2018/2019	-3,27	0,49	0,54
	(4,22)	(4,44)	(4,23)
BG 3: 8,84 bis unter 9,19 Euro	-2,58	-1,91	-1,32
	(2,43)	(2,56)	(2,36)
Placebo 2012/2013	2,79	4,90	4,06
	(3,23)	(3,19)	(3,06)
Placebo 2014/2015	2,10	4,84	2,21
	(3,67)	(3,99)	(3,92)
Placebo 2015/2016	2,93	6,78**	5,21*
	(3,24)	(3,31)	(3,17)
Placebo 2016/2017	5,11	3,86	2,95
	(3,76)	(3,66)	(3,66)
Placebo 2017/2018	2,50	2,37	1,40
	(3,62)	(3,54)	(3,44)
DiDiD 2018/2019	6,63*	8,40**	7,44**
	(3,94)	(3,60)	(3,49)
Soziodemografische Informationen		ja	ja
Beschäftigungscharakteristika		ja	ja
Veränderung der Beschäftigung			ja
Adj. R ²	0,04	0,08	0,13
Beobachtungen	30.557	24.269	24.072

Quelle: SOEP.v36eu. – Anmerkungen: OLS-Regressionsergebnisse für den individuellen DiDiD-Ansatz entsprechend Beschreibung in Kapitel 2.5. Alle Koeffizienten sind in Prozent ausgewiesen. Robuste Standardfehler in Klammern, auf Personenebene geclustert mit * p < 0,1, ** p < 0,05, *** p < 0,01. Es werden keine Hochrechnungsfaktoren verwendet. Die Spalten unterscheiden sich durch die berücksichtigten Kontrollvariablen (1: keine; 2: soziodemografische und Beschäftigungscharakteristika; 3: zusätzlich Variablen zum Stellen- und Berufswechsel). Die Referenzgruppe in Spalte 3 ist männlich, verheiratet, hat keine Kinder unter 16 Jahren im Haushalt, arbeitet unbefristet in Vollzeit in einem technischen oder gleichrangigen nichttechnischen Beruf und in einer mittelgroßen Firma, hat ein mittleres Bildungsniveau, die deutsche Staatsangehörigkeit, wohnt in Westdeutschland und berichtet keinen Arbeitsplatz- und Berufswechsel. Die übrigen Kategorien der Kontrollvariablen sind in Tab. A 2.2 und Tab. A 2.3 ausgewiesen. Basierend auf der Längsschnittstichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3. Kontroll- sowie Behandlungsgruppen (KG, BG) werden entsprechend Kapitel 2.5 eingeteilt.

Abkürzungsverzeichnis

BG – Behandlungsgruppe

DiD – Differenz-in-Differenzen

DiDiD – Differenz-in-Differenz-in-Differenzen

FDZ – Forschungsdatenzentrum

FE – Fixe Effekte

IEB – Integrierte Erwerbsbiografien

ISCO – Internationale Standardklassifikation der Berufe (*International Standard Classification of Occupations*)

KldB – Klassifikation der Berufe

MiLoG – Mindestlohngesetz

ML – Mindestlohn

MLK – Mindestlohnkommission

NACE – Statistische Systematik der Wirtschaftszweige in der Europäischen Gemeinschaft (*Nomenclature statistique des activités économiques dans la Communauté européenne*)

NT – Nebentätigkeiten

OLS – Kleinste Quadrate (*Ordinary Least Squares*)

RE – Random Effekte

SOEP – Sozio-oekonomisches Panel

BG – Kontrollgruppe

VE – Verdiensterhebung

VSE – Verdienststrukturerhebung

RWI – Leibniz-Institut für Wirtschaftsforschung
Institut für Angewandte Wirtschaftsforschung (IAW)

Auswirkungen des gesetzlichen Mindestlohns auf Löhne und Arbeitszeiten

Studie im Auftrag der Mindestlohnkommission

Projektvergabe durch die Bundesanstalt für Arbeitsschutz und
Arbeitsmedizin (BAuA)

Vergabe-Nr. 547 615-Wa-MLK 015
Endbericht

31. Januar 2022



Das RWI wird vom Bund und vom Land
Nordrhein-Westfalen gefördert.