

RESEARCH REPORT SERIES

IZA Research Report No. 96

Auswirkungen des gesetzlichen Mindestlohns auf Löhne und Arbeitszeiten

– Studie im Auftrag der Mindestlohnkommission –

Ronald Bachmann (RWI)
Holger Bonin (IZA)
Bernhard Boockmann (IAW)
Gökay Demir (RWI)
Rahel Felder (RWI)
Ingo Isphording (IZA)
René Kalweit (IAW)
Natalie Laub (IAW)
Christina Vonnahme (RWI)
Christian Zimpelmann (IZA)

JUNI 2020



Projektbericht

RWI – Leibniz-Institut für Wirtschaftsforschung
Institut für Angewandte Wirtschaftsforschung (IAW)
IZA – Institute of Labor Economics (IZA)

Auswirkungen des gesetzlichen Mindestlohns auf Löhne und Arbeitszeiten

Studie im Auftrag der Mindestlohnkommission

Projektvergabe durch die Bundesanstalt für Arbeitsschutz und
Arbeitsmedizin (BAuA)

Vergabe-Nr. 536043
Endbericht

11. Februar 2020

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

© RWI 2020

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. 536043

Endbericht

Projektteam

Prof. Dr. Ronald Bachmann (RWI), Prof. Dr. Holger Bonin (IZA), Prof. Dr. Bernhard Boockmann (IAW), Gökay Demir (RWI), Dr. Rahel Felder (RWI), Dr. Ingo Isphording (IZA), René Kalweit (IAW), Dr. Natalie Laub (IAW), Christina Vonnahme (RWI) und Christian Zimpelmann (IZA)

Das Projektteam dankt Dr. Hanna Frings und Dr. Matthias Giesecke für fachliche Beratung sowie Sandra Czerwonka, Eva Justenhoven, Marianne Kutzner, Claudia Lohkamp, Janin Marquardt, Johanna Muffert, Dominik Paluch und Felix Schran für Unterstützung bei der Erstellung des Berichts.

Executive Summary

Das im vorliegenden Bericht beschriebene Forschungsprojekt zum Thema „Auswirkungen des gesetzlichen Mindestlohns auf Löhne und Arbeitszeiten“ zielt auf die Evaluation der Mindestlohneinführung und -erhöhung hinsichtlich Veränderungen von Löhnen und Arbeitszeiten ab. Das Projekt wurde im Auftrag der Mindestlohnkommission gemeinsam vom RWI – Leibniz-Institut für Wirtschaftsforschung mit dem Institut für Angewandte Wirtschaftsforschung (IAW) und dem IZA – Institute of Labor Economics durchgeführt.

Der Bericht verfolgt die Beantwortung der folgenden **übergeordneten Leitfragen**:

- Inwieweit können Veränderungen der Lohnstruktur zwischen 2014 und 2017 als Anpassung an den gesetzlichen Mindestlohn identifiziert werden?
- Inwieweit sind die Auswirkungen des Mindestlohns auf die Stundenlöhne auf Anpassungen des Bruttoeinkommens bzw. der Arbeitszeit zurückzuführen?
- Wie hat sich die Lohnmobilität durch den gesetzlichen Mindestlohn verändert?
- Welche Auswirkungen hatte der Mindestlohn auf Sonderzahlungen und geldwerte Vorteile?
- Inwiefern hat sich der Mindestlohn auf die Zufriedenheit, die Motivation und die gesellschaftliche Teilhabe der Beschäftigten ausgewirkt?

Ein weiterer Schwerpunkt des Forschungsprojekts besteht in einer **Bewertung zweier für die Mindestlohnforschung zur Verfügung stehenden Datensätze**, der Verdienst(struktur)erhebung (VSE/VE) und dem Sozio-oekonomischen Panel (SOEP), hinsichtlich der Verlässlichkeit der damit berechneten Stundenlohnmaße. Dies ist von Bedeutung, da sich insbesondere die bisherigen Befunde zur Relevanz und Nichteinhaltung des Mindestlohns erheblich zwischen diesen Datensätzen unterscheiden (Mindestlohnkommission 2018).

Im Rahmen des Projekts wurden Entwicklungen von Löhnen und Arbeitszeiten deskriptiv auf Basis von VSE/VE und SOEP untersucht. Kausale Analysen für diese Fragen sind aufgrund der Struktur der Datensätze nur auf Basis des SOEP möglich. Auch die Analysen zur Lohnmobilität, zu Sonderzahlungen und geldwerten Vorteilen sowie zur Zufriedenheit, Motivation und gesellschaftlichen Teilhabe erfolgen daher ausschließlich mit SOEP-Daten.

Die **Ergebnisse der Studie** lassen sich wie folgt zusammenfassen: Die deskriptive Evidenz für die Stundenlöhne zeigt ein positives Lohnwachstum sowohl für das SOEP als auch für die VSE/VE über den Zeitraum von 2014 bis 2017. Dieses beruht in den beiden Datensätzen jedoch auf verschiedenen Lohnbereichen. Im SOEP weist der untere Stundenlohnbereich ein schwächeres Lohnwachstum auf als in der VSE/VE. Der Monatslohn wächst im SOEP im Zeitverlauf, während er in der VSE/VE stagniert. Zudem gibt es in der VSE/VE Hinweise für eine Lohnkompression, da sich niedrige und hohe Monatslöhne aufeinander zubewegen.

Die Kausalanalysen zum Stundenlohn zeigen Evidenz für einen positiven Effekt der Einführung des Mindestlohns auf das Lohnwachstum der vertraglichen Stundenlöhne vom Jahr 2015 auf das Jahr 2016. Dieser Effekt steigt für Beschäftigte mit einem Lohn unterhalb des Mindestlohnniveaus zum Zeitpunkt der Einführung mit der ersten Mindestlohnerhöhung im Jahr 2017 weiter an. Allerdings sind keine Auswirkungen der Mindestlohnerhöhung auf Beschäftigte, die ausschließlich von der Erhöhung betroffen sind, also vor der Mindestlohneinführung einen Lohn zwischen dem 2015 festgelegten und dem 2017 erhöhten Mindestlohn verdienten, festzustellen. Generell ist der Effekt auf das Lohnwachstum für Frauen, Ostdeutsche und Vollzeitbeschäftigte am stärksten ausgeprägt. Für die Stundenlöhne auf Grundlage der tatsächlichen Arbeitszeit ist ein statistisch signifikanter und relativ größerer Effekt erst vom Jahr 2016 auf das Jahr 2017 zu

beobachten. Für den Monatslohn zeigen die kausalen Analysen hingegen, dass die Einführung und Erhöhung des Mindestlohns keine Auswirkungen hatten, auch nicht für Untergruppen der Beschäftigten.

Hinsichtlich der Arbeitszeit liefert die deskriptive Evidenz der VSE/VE und des SOEP wenig Hinweise darauf, dass der Mindestlohn starke Effekte hatte. So findet nur eine minimale Annäherung der Arbeitszeiten zwischen Regionen mit unterschiedlicher Mindestlohn Betroffenheit im Zeitverlauf statt. Die Kausalanalysen zeigen jedoch, dass der Mindestlohn sowohl die vertraglichen als auch die tatsächlichen Arbeitszeiten reduzierte. Tendenziell gehen die tatsächlichen Arbeitszeiten stärker zurück als die vertraglichen. Die Anzahl der geleisteten Überstunden bleibt unverändert. Der Rückgang der allgemeinen Arbeitszeiten konzentriert sich auf wenige Beschäftigtengruppen: Er ist stärker für alle Formen der geringfügigen Beschäftigung und Teilzeitbeschäftigung und zeigt sich nur in den unteren 40 Prozent der Verteilung des Monatseinkommens.

In der Gesamtschau für Löhne und Arbeitszeiten ergibt sich somit folgendes Bild: Der Mindestlohn führte zu einem Anstieg der Stundenlöhne, der quantitativ allerdings relativ gering ausfiel. Dieser Anstieg schlug sich jedoch nicht in erhöhten Monatslöhnen nieder, weil gleichzeitig die Arbeitszeit zurückging.

Die Lohnmobilität geht mit der Einführung des Mindestlohns leicht zurück. Dies ist vor allem darauf zurückzuführen, dass Beschäftigte, die durch den Mindestlohn einen Lohnzuwachs erfahren, eine geringe Wahrscheinlichkeit haben, weiter in der Lohnverteilung aufzusteigen.

Sonderzahlungen und geldwerte Vorteile ändern sich durch den gesetzlichen Mindestlohn kaum. Eine allgemeine Reduktion der Arbeitgeberzusatzleistungen ist somit deskriptiv nicht zu erkennen, auch wenn es auf Betriebsseite aufgrund der gestiegenen Lohnkosten Anreize dafür gibt.

Die allgemeine Zufriedenheit hingegen scheint sich durch den Mindestlohn erhöht zu haben. Sowohl die Lebens- wie auch die Arbeitszufriedenheit betroffener Beschäftigter hat relativ zu nicht betroffenen Beschäftigten zugenommen. Bei der Zufriedenheit mit dem persönlichen Einkommen zeigt sich ein Anstieg im untersten Fünftel und ein Rückgang im zweituntersten Fünftel. Motivation und gesellschaftliche Teilhabe hingegen blieben unverändert.

Der **Vergleich der Stundenlöhne in SOEP und VSE/VE** anhand von Dekompositionsmethoden zeigt, dass die Differenzen zwischen den beiden Datenquellen vor allem in unbeobachtbaren Faktoren und weniger in beobachtbaren Charakteristika der Befragten liegen. Deutliche Unterschiede finden sich vor allem in der Erhebungsmethodik und in der Präzision der Erhebungsinstrumente. So erscheinen im SOEP gerundete Werte vor allem bei den Angaben zu den Monateinkommen stärker ausgeprägt als in der VSE/VE. Der mit Rundungen verbundene Messfehler in den Stundenlöhnen kann dazu führen, dass in den SOEP-Daten Lohnbeobachtungen in einem engen Bereich unterhalb der gesetzlichen Lohnuntergrenze vorkommen, obwohl der tatsächliche Stundenlohn auf dieser Grenze oder darüber liegt. Dies spricht dafür, bei Schätzungen zur Inzidenz der Nichteinhaltung des Mindestlohns ein schmales Band von Beobachtungen unterhalb der Mindestlohnschwelle anzunehmen. Andererseits sind die Rundungseffekte in den anhand der SOEP-Daten ermittelten Stundenlöhnen nicht so stark ausgeprägt, dass sie einen substanziellen Beitrag zur Erklärung der häufig auftretenden Lohnbeobachtungen weit unterhalb der Mindestlohnschwelle leisten könnten.

Die Schätzung eines strukturellen Abweichungsmodells veranschaulicht, dass die beobachteten markanten Unterschiede bei der Nichteinhaltung des Mindestlohns auf systematische Unterschiede zwischen den beiden Datensätzen zurückgehen könnten, die bereits vor Einführung des

Mindestlohns vorhanden waren. Sollten diese systematischen Unterschiede auch nach Einführung des Mindestlohns Bestand haben, kann man anhand der SOEP-Daten nicht ohne weiteres schließen, dass die VE-Daten die Nichteinhaltung des Mindestlohns untererfassen. Jedoch darf ebenfalls nicht ohne Weiteres die Schlussfolgerung gezogen werden, dass die tatsächliche Nichteinhaltung auf Grundlage der im SOEP erfassten Selbstauskünfte von Beschäftigten systematisch überschätzt wird. Beide Schlussfolgerungen beruhen auf starken Annahmen, die nicht überprüft werden können. Es besteht daher weiterhin Forschungs- und Datenbedarf, um insbesondere eine verlässlichere Einschätzung zum Ausmaß der Nichteinhaltung des Mindestlohnes zu erhalten. Solange keine auf individueller Ebene verknüpften Datensätzen zwischen administrativen und Befragungsdaten vorliegen, verbleibt das SOEP aufgrund seiner Informationsfülle und Längsschnittdimension für die Mindestlohnforschung weiterhin alternativlos in der deutschen Datenlandschaft.

Angesichts dieses Datenvergleichs stellt sich die Frage, inwiefern die in diesem Bericht vorgestellten – deskriptiven und kausalen – Ergebnisse für Löhne und Arbeitszeiten verlässlich interpretiert werden können. Denn die oben diskutierten Ergebnisse zum Vergleich des Stundenlohns zwischen SOEP und VSE/VE deuten darauf hin, dass beide Datensätze mit potenziell großen Messfehlern behaftet sind. Für die deskriptiven Analysen werden daher im Bericht – soweit möglich – beide Datensätze nebeneinandergestellt. Für die Kausalanalysen, die nur mit dem SOEP durchgeführt werden können, werden zum einen verschiedene methodische Ansätze verwendet wie auch Robustheitsanalysen durchgeführt, die unter anderem explizit auf die Kontrolle von Messfehlern ausgerichtet sind. In der Regel ändert sich das Ergebnis der Schätzungen nicht, was den Schluss nahelegt, dass die kausalen Ergebnisse nicht bzw. nur einem in sehr geringem Ausmaß durch das Vorhandensein von Messfehlern beeinflusst werden. Dies lässt sich beispielsweise beim Lohnwachstum darauf zurückführen, dass die Verwendung des Wachstums als abhängige Variable Messfehler im Niveau des Stundenlohns, die über die Zeit konstant bleiben, eliminiert. Zudem zeigen Analysen, die sehr niedrige Stundenlöhne von der Analyse ausschließen, dass die Effektgrößen sogar steigen. Dies lässt sich durch das Vorhandensein eines klassischen Messfehlers, der im Simulationsmodell eine wichtige Rolle spielt, erklären.

Vor dem Hintergrund der Ergebnisse des vorliegenden Projektberichts ergeben sich **offene Forschungsfragen** für zukünftige Evaluationen im Bereich der Mindestlohnforschung.

Grundsätzlich lassen sich anhand der vorliegenden Ergebnisse nur Aussagen darüber treffen, welche Effekte die Einführung und erste Erhöhung des Mindestlohns in Deutschland gehabt haben. Ob diese Aussagen auch auf zukünftige Erhöhungen des Mindestlohns übertragen werden können, ist unklar.

Weiteres Analysepotenzial ergibt sich durch Fragen, die erst seit Kurzem im SOEP erhoben werden. Hierzu zählen beispielsweise die direkte Frage nach dem Stundenlohn und die differenzierte Abfrage zu Nebentätigkeiten, die beide im Jahr 2017 aufgenommen wurden. Weiterer Forschungsbedarf hinsichtlich der Struktur und des Umfangs der Abweichungen von umfragebasiert gemessenen und tatsächlichen Arbeitszeiten und Löhnen ergibt sich durch die Simulationsergebnisse der Abweichungen zwischen SOEP und VSE/VE.

Eine verbesserte Datenumgebung, in der Befragungsdaten auf individueller Ebene mit administrativen Daten zu Arbeitszeit und Einkommen verknüpft sind, könnte entsprechende Forschung erleichtern. Zudem wäre Bereitstellung der Verdiensterhebungen (VE) als *scientific use file* eine wünschenswerte Entwicklung.

Inhaltsverzeichnis

Teil A: Einleitung, Daten und Methodik	13
1. Einleitung und Hintergrund	13
1.1 Ziel und Vorgehensweise der Studie	13
1.2 Forschungsstand	15
Teil B: Arbeitszeiten und Löhne in SOEP und VSE/VE	23
2. Daten	23
2.1 Grundlegende Beschreibung von SOEP und VSE/VE	23
2.2 Konzeptionelle Gegenüberstellung von VSE/VE und SOEP	24
2.3 Beschreibung der Aufbereitung der Querschnittsstichproben	29
2.4 Komposition der verwendeten Querschnittsstichproben	32
2.5 Non-compliance im SOEP	35
3. Querschnittsvergleiche	39
3.1 Stundenlohn	39
3.2 Monatslohn	49
3.3 Arbeitszeit	55
4. Quellen der Unterschiede zwischen VSE/VE und SOEP	67
4.1 Stichprobenunterschiede in unbeobachtbaren Merkmalen	67
4.2 Rundungen bei Angaben von Arbeitsstunden und Bruttomonatslohn	71
4.3 Unbeobachtbare zeitinvariante Einflüsse	76
4.4 Schlussfolgerungen	85
Teil C: Längsschnittanalysen zu Arbeitszeit, Entgelten und Lohnmobilität (SOEP)	87
5. Entgelte und Arbeitszeit	87
5.1 Entgelte	87
5.1.1 Methodik	88
5.1.2 Deskriptive Befunde	91
5.1.3 Schätzergebnisse (inkl. Robustheitsanalysen)	94
5.2 Arbeitszeit	108
5.2.1 Methodik	108
5.2.2 Deskriptive Befunde	112
5.2.3 Schätzergebnisse mit regionalem Ansatz	114
5.2.4 Schätzergebnisse mit individuellem Ansatz	118
5.2.5 Robustheitsanalysen	122
6. Lohnmobilität	127
Teil D: Sonderzahlungen und nicht-monetäre Aspekte	136
7. Sonderzahlungen und geldwerte Vorteile	136
8. Zufriedenheit, Motivation, gesellschaftliche Teilhabe	142
8.1 Deskriptive Befunde	142
8.2 Schätzergebnisse und Robustheitsanalysen	144
TEIL E: Zusammenfassung	148
9. Zusammenfassung	148
10. Offene Forschungsfragen und Ausblick	151
Literaturverzeichnis	153
Anhang	158
A1 Technischer Anhang	158
A2 Abbildungen und Tabellen	159

Verzeichnis der Tabellen und Abbildungen

Tabelle 2.2.1	Konzeptionelle Gegenüberstellung von SOEP und VSE/VE	28
Tabelle 2.3.1	Querschnittsstichprobengröße nach Jahren	30
Tabelle 2.4.1	Komposition der Querschnittsstichprobe nach Jahren	33
Tabelle 2.4.2	Komposition der Querschnittsstichprobe nach Jahren und Stundenlöhnen	34
Tabelle 2.5.1	Querschnittsstichprobengröße im SOEP unterhalb des Mindestlohns nach Jahren.....	37
Tabelle 2.5.2	Berechneter und abgefragter Stundenlohn für Personen, die weniger als 10 Euro verdienen, 2017	38
Tabelle 3.1.1	Durchschnitte und Standardabweichungen der Stundenlöhne nach Jahren und Lohngruppen.....	41
Tabelle 3.1.2	Stundenlohnungleichheit nach Jahren	48
Tabelle 3.2.1	Durchschnitte und Standardabweichungen der Monatslöhne nach Jahren und Lohngruppen.....	50
Tabelle 3.3.1	Durchschnitte und Standardabweichungen der Wochenarbeitszeiten nach Jahren und Lohngruppen	57
Tabelle 4.1.1	Regressionskoeffizienten: Indikator für Stundenlohn unter 8,50 Euro erklärt durch im SOEP und in der VSE 2014 erhobene Faktoren	68
Tabelle 4.2.1	Relative Häufigkeiten runder Monatslöhne in SOEP und VSE/VE in 2014.....	74
Tabelle 4.3.1	Zielmomente empirischer und simulierter Verteilungen, 2014-2017.....	81
Tabelle 4.3.2	Parameter des Fehlermodells zwischen SOEP und VSE 2014	82
Tabelle 5.1.1	Mindestlohneffekt auf das relative Wachstum von vertraglichen Stundenlöhnen	95
Tabelle 5.1.2	Mindestlohneffekt auf das relative Wachstum von tatsächlichen Stundenlöhnen	98
Tabelle 5.1.3	Robustheitsanalysen mit vertraglichen Stundenlöhnen	100
Tabelle 5.1.4	Test auf Spillover	101
Tabelle 5.1.5	Heterogenitätsanalysen nach Beschäftigungsart mit vertraglichen Stundenlöhnen	104
Tabelle 5.1.6	Heterogenitätsanalysen nach Geschlecht und Region mit vertraglichen Stundenlöhnen	105
Tabelle 5.1.7	Mindestlohneffekt auf das relative Wachstum von Monatslöhnen	107
Tabelle 5.2.1	Mindestlohneffekte auf den Logarithmus der vertraglichen Arbeitszeit...115	
Tabelle 5.2.2	Mindestlohneffekte auf den Logarithmus der tatsächlichen Arbeitszeit...116	
Tabelle 5.2.3	Mindestlohneffekte auf Überstunden.....	117
Tabelle 5.2.4	Mindestlohneffekt auf das Wachstum der vertraglichen Arbeitszeiten (DiD-I).....	119
Tabelle 5.2.5	Mindestlohneffekt auf das relative Wachstum von vertraglichen Wochenarbeitszeiten (DiD-I)	121
Tabelle 5.2.6	Mindestlohneffekte auf den Logarithmus der vertraglichen und tatsächlichen Arbeitszeit für die Teilgruppen: Vollzeit, Teilzeit, Minijob, Midijob, Frauen, Männer	123
Tabelle 5.2.7	Mindestlohneffekte auf den Logarithmus der vertraglichen und tatsächlichen Arbeitszeit nach Quintilen der Verteilung des Bruttomonatslohns.....	126
Tabelle 6.1	Recentered-Influence-Function-(RIF)-Modell zur Veränderung der Verteilung der Lohnmobilität	130
Tabelle 6.2	Determinanten der Lohnmobilität (Dezilwechsel)	132

Tabelle 6.3	Matrizen für Transitionen zwischen Lohngruppen (Anteile)	134
Tabelle 8.2.1	Mindestlohneffekte auf die allgemeine Lebenszufriedenheit nach Quintilen der Verteilung des Bruttomonatslohns.....	145
Tabelle 8.2.2	Mindestlohneffekte auf die Zufriedenheit mit der Arbeit nach Quintilen der Verteilung des Bruttomonatslohns.....	146
Anhangstabellen		
Tabelle A 2.1	Vergleich von Querschnittsstichproben und Längsschnitt-Basisstichprobe im SOEP	159
Tabelle A 3.2.1	Monatslohnungleichheit nach Jahren	170
Tabelle A 4.1	Parameter der Fehlerverteilungen für Unterstichproben	179
Tabelle A 5.1.1	Mindestlohneffekt auf das relative Wachstum von vertraglichen Stundenlöhnen	182
Tabelle A 5.1.2	Mindestlohneffekt auf das relative Wachstum von tatsächlichen Stundenlöhnen	183
Tabelle A 5.1.3	Komposition von Teilnehmer- und Kontrollgruppen in den Jahren 2014 und 2015.....	184
Tabelle A 5.1.4	Komposition von Teilnehmer- und Kontrollgruppen in den Jahren 2016 und 2017.....	185
Tabelle A 5.1.5	Mindestlohneffekt auf das relative Wachstum von Bruttomonatslöhnen	186
Tabelle A 5.1.6	Robustheitsanalysen mit Bruttomonatslöhnen	187
Tabelle A 5.1.7	Test auf Spillover-Effekte mit Bruttomonatslöhnen	188
Tabelle A 5.1.8	Heterogenitätsanalysen nach Beschäftigungsart.....	189
Tabelle A 5.1.9	Heterogenitätsanalysen nach Geschlecht und Region mit Bruttomonatslöhnen	190
Tabelle A 5.1.10	Mindestlohneffekt auf das relative Wachstum von vertraglichen Stundenlöhnen - Modellierung mit Hilfe der regionalen Eingriffsintensität	191
Tabelle A 5.2.1	Mindestlohneffekte auf den Logarithmus der vertraglichen Arbeitszeit, ohne Personen, die umgezogen sind	192
Tabelle A 5.2.2	Mindestlohneffekte auf die absoluten Werte der vertraglichen und tatsächlichen Arbeitszeit	193
Tabelle A 5.2.3	Mindestlohneffekte auf das Wachstum der vertraglichen Wochenarbeitszeiten (DiD-I).....	194
Tabelle A 5.2.4	Mindestlohneffekte auf den Logarithmus der vertraglichen Arbeitszeit bei konstanten Lohngruppen Teilnehmergruppe	195
Tabelle A 5.2.5	Mindestlohneffekte auf den Logarithmus der vertraglichen Arbeitszeit bei jährlich angepasster Teilnehmergruppe	196
Tabelle A 5.2.6	Placebo-Test für Mindestlohneffekte auf das Wachstum der vertraglichen Arbeitszeit	197
Tabelle A 6.1	Recentered-Influence-Function-(RIF)-Modell zur Veränderung der Verteilung der Lohnmobilität, detaillierte Dekomposition	200
Tabelle A 6.2	Matrizen für Transitionen zwischen Lohngruppen (Anzahl)	202
Tabelle A 8.2.1	Mindestlohneffekte auf die allgemeine Lebenszufriedenheit	207
Tabelle A 8.2.2	Mindestlohneffekte auf die Zufriedenheit mit der Arbeit	208
Tabelle A 8.2.3	Mindestlohneffekte auf die Zufriedenheit mit dem Haushaltseinkommen.....	209
Tabelle A 8.2.4	Mindestlohneffekte auf die Zufriedenheit mit dem persönlichen Einkommen	210

Tabelle A 8.2.5	Mindestlohneffekte auf die Zufriedenheit mit dem persönlichen Einkommen nach Quintilen der Verteilung des Bruttomonatslohns	211
Tabelle A 8.2.6	Mindestlohneffekte auf die Anzahl an besuchten Weiterbildungsmaßnahmen.....	212
Abbildung 3.1.1	Durchschnitte der Stundenlöhne nach Jahren	40
Abbildung 3.1.2	Verteilung der Stundenlöhne nach Jahren	42
Abbildung 3.1.3	Pen's Paraden der Stundenlöhne nach Jahren	44
Abbildung 3.1.4	Pen's Paraden der Stundenlöhne nach Jahren für geringfügig Beschäftigte	47
Abbildung 3.2.1	Durchschnitte der Monatslöhne nach Jahren	49
Abbildung 3.2.2	Verteilung der Monatslöhne nach Jahren	51
Abbildung 3.2.3	Pen's Paraden der Monatslöhne nach Jahren pro Stundenlohnperzentil	53
Abbildung 3.3.1	Durchschnitte der Wochenarbeitszeiten nach Jahren	56
Abbildung 3.3.2	Verteilung der Wochenarbeitszeiten nach Jahren	59
Abbildung 3.3.3	Pen's Paraden der Wochenarbeitszeiten nach Jahren pro Stundenlohnperzentil	61
Abbildung 4.1.1	Empirische und kontrafaktische Lohnverteilungen von SOEP und VSE 2014 nach DiNardo et al. (1996).....	70
Abbildung 4.2.1	Häufigkeitsverteilungen in der Umgebung von runden Angaben zu den Arbeitszeiten, vertragliche und tatsächliche Arbeitszeiten in SOEP-Welle 2014 und übliche Arbeitszeit in VSE 2014.....	72
Abbildung 4.2.2	Häufigkeitsverteilungen in der Umgebung von runden Angaben zum Monatsbruttolohn in SOEP-Welle 2014 und VSE 2014	73
Abbildung 4.2.3	Simulierte Mindestlohnreform mit und ohne Rundungsfehler, Basis VSE 2014	75
Abbildung 4.3.1	Beobachtete und Simulierte Verteilungen	80
Abbildung 4.3.2	Beobachtete und simulierte Non-Compliance	84
Abbildung 5.1.1	Personalisierte Lohnwachstumskurven mit vertraglichen Stundenlöhnen	92
Abbildung 5.1.2	Relative personalisierte Lohnwachstumskurven mit vertraglichen Stundenlöhnen	93
Abbildung 5.2.1	Kaitz-Index nach Arbeitsmarktregionen	111
Abbildung 5.2.2	Entwicklung der Arbeitszeiten nach Eingriffsintensität des Kaitz	113
Abbildung 6.1	Rangkorrelationen der Lohnmobilität nach Region	129
Abbildung 7.1	Durchschnitte der Sonderzahlungen nach Jahren.....	137
Abbildung 7.2	Pen's Paraden der Sonderzahlungen nach Jahren pro Stundenlohndezil.....	138
Abbildung 7.3	Pen's Paraden der Stundenlöhne mit und ohne Sonderzahlungen	139
Abbildung 7.4	Anteil Beschäftigter mit geldwerten Vorteilen nach Jahren	139
Abbildung 7.5	Anteil Beschäftigter mit geldwerten Vorteilen nach Jahren pro Stundenlohndezil.....	140
Anhangabbildungen		
Abbildung A 3.1.1	Durchschnitte der Stundenlöhne nach Jahren, Berechnung der Konfidenzintervalle durch Bootstrapping-Verfahren	160
Abbildung A 3.1.2	Pen's Paraden der Stundenlöhne mit und ohne Sonderzahlungen für das Jahr 2015	160

Abbildung A 3.1.3	Pen's Paraden der Stundenlöhne nach Jahren für sozialversicherungspflichtig Beschäftigte	161
Abbildung A 3.1.4	Pen's Paraden der Stundenlöhne nach Jahren für Ost- und Westdeutschland	162
Abbildung A 3.2.1	Pen's Paraden der Monatslöhne nach Jahren für geringfügig und sozialversicherungspflichtig Beschäftigte pro Stundenlohnperzentil	166
Abbildung A 3.2.2	Pen's Paraden der Monatslöhne nach Jahren für Ost- und Westdeutschland pro Stundenlohnperzentil	168
Abbildung A 3.3.1	Pen's Paraden der Wochenarbeitszeiten nach Jahren für geringfügig und sozialversicherungspflichtig Beschäftigte pro Stundenlohnperzentil	171
Abbildung A 3.3.2	Pen's Paraden der Wochenarbeitszeiten nach Jahren für Ost- und Westdeutschland pro Stundenlohnperzentil	174
Abbildung A 4.1	Häufungen runder Monatslöhne zu 50 Euro im SOEP über die Zeit	177
Abbildung A 4.2	Beobachtete und Simulierte Non-Compliance - tatsächliche Arbeitszeit ..	177
Abbildung A 4.3	Beobachtete und Simulierte Non-Compliance für Untergruppen	178
Abbildung A 5.1.1	Personalisierte Lohnwachstumskurven mit tatsächlichen Stundenlöhnen	180
Abbildung A 5.1.2	Relative personalisierte Lohnwachstumskurven mit tatsächlichen Stundenlöhnen	180
Abbildung A 5.1.3	Personalisierte Lohnwachstumskurven mit Monatslöhnen	181
Abbildung A 5.1.4	Relative personalisierte Lohnwachstumskurven mit Monatslöhnen	181
Abbildung A 6.1	Rangkorrelationen der Lohnmobilität nach Jahresübergängen	198
Abbildung A 6.2	Verteilung der Rangwechsel zwischen Lohnperzentilen	199
Abbildung A 7.1	Anteil Beschäftigter mit geldwerten Vorteilen nach Form und Jahren	203
Abbildung A 8.1.1	Durchschnitte verschiedener Zufriedenheitsmaße nach Jahren und Kaitz-Gruppen	204
Abbildung A 8.1.2	Teilnahme an Weiterbildungsmaßnahmen nach Jahren und Kaitz-Gruppen	206

Teil A: Einleitung, Daten und Methodik

1. Einleitung und Hintergrund

1.1 Ziel und Vorgehensweise der Studie

Mit der Verabschiedung des Tarifautonomiestärkungsgesetzes am 3. Juli 2014 war der Weg frei für eine für Deutschland beispiellose arbeitsmarktpolitische Reform: die Einführung eines flächendeckenden, nur wenigen Ausnahmen unterliegenden Mindestlohns von 8,50 Euro zum 1. Januar 2015. Zwischen dem 1. Januar 2017 und 31. Dezember 2018 belief sich dieser Mindestlohn auf 8,84 Euro.

Ein Mindestlohn stellt einen starken Eingriff in die Lohnbildung auf Arbeitsmärkten dar. Befürworterinnen und Befürworter des Instruments rechtfertigen diesen Eingriff durch erstrebenswerte sozial- und verteilungspolitische Ziele: eine Entlohnung von Geringqualifizierten, die zur Sicherung des Lebensunterhalts und Reduzierung von Einkommensarmut ausreicht, sowie die Verringerung der Lohnungleichheit.

Die bestehende Literatur zeigt, dass zumindest ein Anstieg der Stundenlöhne in der kurzen Frist erreicht wurde, insbesondere im unteren Bereich der Lohnverteilung (Amlinger et al. 2016, Burauel et al. 2018), wobei nicht ausgeschlossen werden kann, dass es zu Anpassungen der Arbeitszeit der Beschäftigten gekommen ist (Bonin et al. 2018).

Vor diesem Hintergrund zielt das in diesem Bericht beschriebene Forschungsprojekt zum Thema „Auswirkungen des gesetzlichen Mindestlohns auf Löhne und Arbeitszeiten“ auf die Evaluation dieser Veränderungen bei Löhnen und Arbeitszeiten ab. Das Projekt wurde im Auftrag der Mindestlohnkommission gemeinsam vom RWI – Leibniz-Institut für Wirtschaftsforschung mit dem Institut für Angewandte Wirtschaftsforschung (IAW) und dem Institut zur Zukunft der Arbeit (IZA) durchgeführt.

Der Bericht verfolgt die Beantwortung der folgenden **übergeordneten Leitfragen**:

- Inwieweit können Veränderungen der Lohnstruktur zwischen 2014 und 2017 als Anpassung an den gesetzlichen Mindestlohn identifiziert werden?
- Inwieweit ist ein solcher Effekt des Mindestlohns auf die Stundenlöhne durch direkte Effekte auf die Bruttoeinkommen verursacht, und inwieweit wird er durch mögliche Verkürzungen der Arbeitszeit abgeschwächt?
- Wie hat sich die Lohnmobilität durch die Einführung des Mindestlohns verändert?
- Welche Auswirkungen hatte der Mindestlohn auf Sonderzahlungen und geldwerte Vorteile? Inwiefern hat sich der Mindestlohn auf die Zufriedenheit, die Motivation und die gesellschaftliche Teilhabe der Beschäftigten ausgewirkt?

Ein weiterer Schwerpunkt des Forschungsprojekts besteht in einer Bewertung der zur Verfügung stehenden Datensätze Verdienst(struktur)erhebung (VSE/VE) und Sozioökonomisches Panel (SOEP) hinsichtlich der Verlässlichkeit der berechneten Stundenlohnmaße. Dies ist von Bedeutung, da sich insbesondere die bisherigen Befunde zur Relevanz des Mindestlohns (Anteil von Beschäftigten unter 8,50 Euro Stundenlohn vor Einführung des Mindestlohns) und Nichteinhaltung (*non-compliance*, Anteil der Beschäftigten unter der Mindestlohnschwelle nach dessen Einführung) erheblich zwischen den Datensätzen unterscheiden (Mindestlohnkommission 2018).

Die Analysen des vorliegenden Projektberichts verwenden die folgenden **empirischen Methoden**. Zunächst wird mit deskriptiven Methoden ermittelt, wie sich die Zielgrößen Stundenlöhne, Monatslöhne und Arbeitszeiten in SOEP und VSE/VE über die Zeit entwickelt haben. Die weiteren Analysen, insbesondere die Kausalanalysen, erfolgen ausschließlich auf Grundlage des SOEP, da die VSE/VE nur in

Querschnittsform vorliegt, d.h. die erfassten Betriebe und Beschäftigten können nicht über die Zeit verfolgt werden.

Zur Bestimmung des kausalen Effekts auf Stundenlöhne und Monatslöhne werden Veränderungen im Lohnwachstum von Beschäftigten, die unter dem Mindestlohn verdienten (Treatmentgruppe), mit Veränderungen im Lohnwachstum von Beschäftigten, die knapp über dem Mindestlohn verdienten (Kontrollgruppe), vor und nach der Einführung und Erhöhung des Mindestlohns miteinander verglichen. Dabei werden gruppenspezifische Wachstumsraten und Selektionsprozesse berücksichtigt. Bei diesem Ansatz könnten die Ergebnisse durch Spillover-Effekte zwischen Treatment- und Kontrollgruppe verzerrt werden. Wie die empirische Analyse zeigt, treten bei den Stunden- und Monatslöhnen jedoch keine Spillover-Effekte auf, so dass die Einteilung entsprechend des Lohnniveaus unproblematisch ist. Zudem wird in Robustheitsanalysen ein Ansatz verwendet, der die regionale Variation in der Eingriffstiefe des Mindestlohns nutzt.

Analog zu den Lohnanalysen wird zur Bestimmung eines kausalen Effekts auf die Arbeitszeit eine Identifikationsstrategie auf individueller Ebene verfolgt, d.h. wie bei der Untersuchung zu Löhnen werden Beschäftigte nach Mindestlohn Betroffenheit eingeteilt und Differenzen in den Arbeitszeiten vor und nach der Einführung des Mindestlohns verglichen. Allerdings erfolgt die Einteilung zunächst nach Regionen, d.h. es wird eine Identifikationsstrategie auf regionaler Ebene angewendet. Dieser Ansatz hat den Vorteil, dass mögliche Spillover-Effekte in der Arbeitszeit, die sich von Personen unterhalb des Mindestlohns auf Personen oberhalb des Mindestlohns auswirken könnten, vermieden werden. Diese Effekte können z.B. auftreten, wenn der Mindestlohn zu Reorganisationen wie der Änderung der Schichtpläne oder der Verkürzung von Öffnungszeiten führt, die die gesamte Belegschaft betreffen. Dieselbe Methodik wird auch für die Untersuchung von Lebenszufriedenheit, Motivation und gesellschaftlicher Teilhabe genutzt, da die vorhandene Literatur hier auf indirekte Wirkungen auf die nicht direkt vom Mindestlohn Betroffenen hindeutet. Der individuelle Ansatz wird bei der Untersuchung des kausalen Effekts auf die Arbeitszeit ebenfalls verwendet. Bei den entsprechenden Ergebnissen zeigt sich ein stärkerer Rückgang der Arbeitszeit im regionalen Ansatz als im individuellen Ansatz. Dies bedeutet, dass der Rückgang der Arbeitszeit in Regionen mit hoher Mindestlohn Betroffenheit deutlich stärker ausgeprägt ist als in Regionen, die weniger stark vom Mindestlohn betroffen sind; bei Personen, die vor Einführung bzw. Erhöhung des Mindestlohns unterhalb des Mindestlohns entlohnt wurden, gibt es im Vergleich zu Personen die oberhalb der Mindestlohngrenze entlohnt wurden, hingegen nur schwache Evidenz für einen Rückgang der Arbeitszeit

Die weiteren Leitfragen zur Lohnmobilität sowie zu Sonderzahlungen und geldwerten Vorteilen werden mit deskriptiven Methoden beantwortet, da aufgrund niedriger Fallzahlen und/oder methodischer Aspekte kausale Analysen nicht sinnvoll erscheinen.

Um die zur Verfügung stehenden Datensätze VSE/VE und SOEP hinsichtlich der Verlässlichkeit der berechneten Stundenlöhne zu vergleichen, erfolgt eine Bewertung von Unterschieden der Erhebungsmethoden sowie eine vergleichende Gegenüberstellung der aus den Datensätzen berechneten Stunden- und Monatslöhne sowie der Arbeitszeit für den Zeitraum 2014 bis 2017. Für diese Gegenüberstellung werden die Datensätze so weit wie möglich harmonisiert und die so entstehenden Querschnittsstichproben miteinander verglichen. Zusätzlich wird eine Reihe von verschiedenen empirischen Ansätzen herangezogen um die Ergebnisse von VSE/VE und SOEP hinsichtlich der Löhne und Arbeitszeiten zu vergleichen. Erstens wird über Zerlegungstechniken die Rolle von unbeobachtbaren Stichprobenunterschieden bestimmt. Zweitens wird über einen Vergleich von Häufigkeiten runder Werte das Ausmaß von Rundungsfehlern in selbstberichteten Arbeitszeiten und Monatslöhnen ermittelt und über eine Simulationsrechnung das Ausmaß von Rundungsfehlern für die Berechnung von *non-compliance*-Raten bestimmt. Drittens wird anhand eines geschätzten Fehlermodells das Ausmaß von zeitinvarianten Fehlerquellen hinsichtlich der Bemessung der *non-compliance* nach Einführung des Mindestlohns simuliert.

Der vorliegende vorläufige Endbericht ist wie folgt aufgebaut. Das folgende Kapitel 1.2 enthält einen kurzen Überblick über die bisher vorliegenden Erkenntnisse zu den oben angesprochenen Fragestellungen. Kapitel 2 liefert eine Beschreibung der zwei verwendeten Datensätzen SOEP und VSE/VE und deren struktureller Unterschiede sowie Ausführungen zur Datenaufbereitung. In Kapitel 3 wird die Entwicklung der Stundenlöhne, Monatslöhne und Arbeitszeiten für den Zeitraum von 2014 bis 2017 deskriptiv dargestellt, wobei die Ergebnisse der beiden Datensätze separat präsentiert werden. Kapitel 4 geht den möglichen Ursachen für die Unterschiede zwischen den Datensätzen nach. Kapitel 5 enthält die kausalen Analysen zu Stundenlöhnen, Monatslöhnen und zur Arbeitszeit. Die folgenden Kapitel präsentieren die Untersuchungsergebnisse zu Lohnmobilität (Kapitel 6), Sonderzahlungen und geldwerten Vorteilen (Kapitel 7) sowie zu Zufriedenheit, Motivation und gesellschaftlicher Teilhabe (Kapitel 8). Kapitel 9 fasst die wichtigsten Ergebnisse zusammen. Kapitel 10 geht auf offene Forschungsfragen ein.

1.2 Forschungsstand

Forschungsstand zu Mindestlohnwirkungen auf Löhne

Lohnveränderungen sind die zentrale und erste Anpassungsreaktion von Betrieben bei einer Änderung der Mindestlohngesetzgebung, da bei einer Mindestlohneinführung bzw. -erhöhung die Löhne von Beschäftigten, die zuvor unter dem neuen Mindestlohnniveau verdient haben, erhöht werden müssen. Auch höhere Lohngruppen können betroffen sein, da Anpassungen von Löhnen über dem Mindestlohnniveau eine Strategie von Betrieben darstellen können, um entweder die alte Lohnhierarchie aufrecht zu erhalten, indem die Löhne erhöht werden, oder um den insgesamt gestiegenen Arbeitskosten mit Lohnsenkungen zu begegnen. Den ersten Fall bezeichnet man als Spillover-Effekt, den zweiten Fall als Lohnkompression.

Es gibt eine umfassende internationale Literatur zu den Wirkungen von Mindestlöhnen auf Löhne (siehe z.B. Card, Krueger 1994; Neumark, Wascher 1992). Aus den Studien lassen sich drei empirische Kernergebnisse ableiten.

Erstens werden positive Lohneffekte auf die Löhne von Beschäftigten mit niedrigen Löhnen gefunden (Dickens, Manning 2004 für GB; Cengiz et al. 2019 für die USA). Die Richtung der Mindestlohnauswirkungen auf Löhne, die vorher bereits oberhalb des neuen Mindestlohnniveaus lagen, ist jedoch unklar. Hier gibt es sowohl Evidenz für positive (Lee 1999, für die USA) als auch für negative Lohneffekte (Neumark et al. 2004, für die USA).

Zweitens verringert der Mindestlohn die allgemeine Lohnungleichheit. Dieser Effekt ist besonders stark durch das überdurchschnittliche Lohnwachstum im unteren Bereich der Lohnverteilung getrieben (DiNardo et al. 1996 für die USA; Manning 2013 für GB; Cengiz et al. 2019 für die USA).

Drittens werden viele Mindestlöhne 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 GB). Die Low Pay Commission (2017) berichtet von zwischen 300.000 und 580.000 Beschäftigten, die in Großbritannien im Jahr 2017 unterhalb des gesetzlichen Mindestlohns entlohnt wurden. Hiervon sind vor allem weibliche Beschäftigte sowie Teilzeitbeschäftigte betroffen.

Empirische Studien für Deutschland ziehen generell die gleichen Schlüsse zu den Wirkungen von Mindestlöhnen auf Löhne wie die internationale Literatur, wie im Folgenden näher erläutert wird.

Zur Untersuchung der Auswirkungen des Mindestlohnes auf Löhne in Deutschland werden bisher hauptsächlich zwei Datensätze verwendet, das SOEP und die VSE/VE. Mithilfe dieser Datensätze lassen sich Stundenlöhne aus dem Monatslohn und der Arbeitszeit berechnen. Während die Daten der

VSE/VE Daten auf einer Betriebsbefragung basieren, stützen sich die Daten des SOEP auf eine Befragung von Arbeitnehmerinnen und Arbeitnehmern.

Die verschiedenen Datensätze und Berechnungskonzepte führen für *non-compliance*-Raten zu unterschiedlichen Ergebnissen (Caliendo et al. 2019). So weist die Mindestlohnkommission (2018) auf Basis des SOEP ca. 2,1 Millionen Beschäftigte im Jahr 2015 und ca. 1,8 Millionen Beschäftigte im Jahr 2016 aus, die unter dem Mindestlohn verdienen. Im Jahr 2017, in welchem der Mindestlohn auf 8,84 Euro gestiegen ist, wurde erstmals eine direkte Abfrage von Stundenlöhnen im SOEP durchgeführt, die sich ausschließlich an Beschäftigte mit Stundenlöhnen unterhalb von 10 Euro richtet. So wird mithilfe dieses Messkonzepts die Anzahl an anspruchsberechtigten Arbeitnehmerinnen und Arbeitnehmern mit einer Entlohnung unterhalb des geltenden Mindestlohns auf ca. 1,3 Millionen geschätzt (Fedorets et al. 2019). Benutzt man jedoch das indirekte Messkonzept, mit dem der Stundenlohn auf Basis des Bruttomonatslohns und der Arbeitszeiten berechnet wird, so werden für das Jahr 2017 ca. 2,4 Millionen anspruchsberechtigte Beschäftigte gemessen, die unterhalb des geltenden Mindestlohns verdienen (Fedorets et al. 2019). Pusch (2019) weist sehr ähnliche Werte aus.

Mit der VSE/VE werden hingegen ca. 4 Millionen anspruchsberechtigte Arbeitnehmerinnen und Arbeitnehmer mit einer Entlohnung unterhalb des Mindestlohns im Jahr 2014 gemessen, während es im Jahr 2015 ca. 1 Million, im Jahr 2016 ca. 750.000 und im Jahr 2017 ca. 800.000 Arbeitnehmerinnen und Arbeitnehmer waren (Statistisches Bundesamt 2018; Mindestlohnkommission 2018). Die unterschiedlichen Werte zur *non-compliance* zwischen SOEP und VSE/VE können potenziell auf unterschiedliche Arten der Verzerrung, die womöglich in den jeweiligen Datensätzen vorhanden sind, zurückgeführt werden. Antworten von Arbeitnehmerinnen und Arbeitnehmern im SOEP können Messfehler durch Rundungen und verfälschte Erinnerungen enthalten. Dagegen können Betriebe in der VSE/VE Unterschreitungen des gesetzlichen Mindestlohns verbergen (Caliendo et al. 2019).

Vor allem weibliche Beschäftigte, Beschäftigte mit Wohnsitz in Ostdeutschland sowie geringfügig Beschäftigte werden unterhalb des Mindestlohns entlohnt (Burauel et al. 2018). Hinsichtlich der geringfügigen Beschäftigten berichten Pusch/Seifert (2017) für das Jahr 2015 auf Basis des SOEP, dass der Mindestlohn bei knapp der Hälfte der Arbeitnehmerinnen und Arbeitnehmer nicht eingehalten wurde, während Bachmann et al. (2017) für das Jahr 2016 anhand einer eigenen Befragung für das Bundesland Nordrhein-Westfalen zeigen, dass knapp 15 Prozent der geringfügig Beschäftigten unterhalb des gesetzlich vorgeschriebenen Mindestlohns von 8,50 Euro verdienen. Der deutlich höhere Wert bei der Unterschreitung des Mindestlohns in Pusch/Seifert (2017) lässt sich durch Unterschiede in der geografischen Abdeckung (bei Pusch, Seifert 2017: Deutschland; bei Bachmann et al. 2017: Nordrhein-Westfalen), den Grundgesamtheiten (gesamte erwerbstätige Bevölkerung; erwerbstätige Bevölkerung bis 60 Jahren), im Befragungsdesign (SOEP; schriftliche Befragung) sowie hinsichtlich des Zeitpunkts der Befragung (Anfang 2015; Mitte 2016) erklären.

Insgesamt identifiziert die Literatur positive Effekte der Mindestlohnreform auf Stundenlöhne. Die Einführung des Mindestlohns hat zu einem Anstieg des Wachstums der Stundenlöhne im unteren Bereich der Lohnverteilung geführt. Das zweijährige Stundenlohnwachstum für mindestlohnberechtigte Arbeitnehmerinnen und Arbeitnehmer mit einem Stundenlohn unterhalb von 8,50 Euro lag vor der Mindestlohneinführung bei 22,5 Prozent und stieg danach auf 28,8 Prozent (Burauel et al. 2018). Amlinger et al. (2016) und Burauel et al. (2018) finden besonders für weibliche Beschäftigte, Beschäftigte mit Wohnsitz in Ostdeutschland, Beschäftigte mit geringer Bildung, geringfügig Beschäftigte und Beschäftigte in kleinen Firmen starke Lohnerhöhungen.

Die kausalen Resultate stützen sich in der deutschen (wie in der internationalen) Mindestlohnliteratur auf einen Differenzen-in-Differenzen Ansatz. Die Teilnehmergruppe besteht aus Beschäftigten, die vor der Reform unterhalb des Mindestlohns entlohnt wurden und somit vom Mindestlohn betroffen sind. Die Kontrollgruppe besteht aus Beschäftigten, die bereits vor der Einführung des Mindestlohns (etwas)

mehr als den Mindestlohn verdienten. Getestet werden in beiden Gruppen die Auswirkungen der Einführung des Mindestlohns auf das Lohnwachstum. Burauel et al. (2018) schätzen einen positiven Effekt des Mindestlohns auf das Wachstum des Stundenlohns von Niedrigverdienenden von 6,5 Prozent zwischen 2014 und 2016. Damit bestätigen sie das Resultat der ersten bedeutenden Studie zu den Auswirkungen von Branchenmindestlöhnen in Deutschland von König/Möller (2009). Diese Studie verwendet den gleichen empirischen Ansatz, um Lohneffekte der Mindestlohneinführung im Bauhauptgewerbe zu evaluieren. Caliendo et al. (2017) nutzen einen regionalen Differenzen-in-Differenzen Ansatz und kommen bezüglich der Lohneffekte der Einführung des gesetzlichen Mindestlohns zu einem ähnlichen Ergebnis.

Allerdings finden Burauel et al. (2018) keine signifikanten Effekte auf den Bruttomonatslohn durch die Mindestlohneinführung. Zudem zeigen die Autoren, dass die Arbeitszeit der mindestlohnberechtigten Arbeitnehmerinnen und Arbeitnehmer durch die Mindestlohneinführung gesunken ist.

Die höhere Lohndynamik hat zu einer geringeren Lohnungleichheit aufgrund einer Kompression im unteren Teil der Lohnverteilung geführt (Lesch, Schröder 2016; Schubert et al. 2016; Burauel et al. 2018). Burauel et al. (2018) weist einen Rückgang der Ungleichheit sowohl im Stunden- als auch Monatslohn mit Einführung des Mindestlohns aus.

Forschungsstand zu Mindestlohnwirkungen auf die Arbeitszeit

Die Reduzierung der Arbeitszeit ist – neben der Anpassung der Beschäftigtenzahlen – eine mögliche Anpassungsstrategie der Arbeitgeber, um die gestiegenen Arbeitskosten zu reduzieren. Aber auch Arbeitnehmer haben aufgrund der höheren Stundenlöhne möglicherweise einen Anreiz, die Arbeitszeiten anzupassen. Hierbei liefert die vorhandene qualitative Evidenz (z.B. Koch et al. 2018) keine Hinweise darauf, dass Anpassungen der jährlichen Arbeitszeit, z.B. durch Urlaubsregelungen, als Anpassungsinstrument verwendet werden. Daher wird im Folgenden nur auf die Anpassung der wöchentlichen Arbeitszeit eingegangen.

So finden Hirsch et al. (2015) für die USA keine signifikanten Effekte der Mindestloohnerhöhungen zwischen 2007 und 2009 auf die Arbeitszeit. Auch für das Vereinigte Königreich finden beispielsweise Stewart/Swaffield (2008) oder Aitken et al. (2018) 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.

Auf der deskriptiven Ebene stellen Bruttel et al. (2018) für Deutschland hingegen auf Grundlage des SOEP einen erheblichen Rückgang der durchschnittlichen Wochenarbeitszeit von Vollzeitbeschäftigten, die vor der Reform weniger als 8,50 Euro verdient haben, fest. Sie finden ähnliche Arbeitszeitverkürzungen für Teilzeitbeschäftigte, jedoch nicht für Gruppen mit höherem Einkommen oder geringfügig Beschäftigte.

Die Verminderung der wöchentlichen Arbeitszeit infolge des Mindestlohns wird durch eine Reihe von Kausalstudien belegt. Auf der Basis des SOEP untersuchen Caliendo et al. (2017) mit Hilfe eines regionalen DiD-Ansatzes die Implikationen für 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 allerdings für die vertragliche Arbeitszeit größer als für die tatsächlich geleisteten Arbeitsstunden. Auch nach den Ergebnissen von Bonin et al. (2018) ist die vertragliche Arbeitszeit aufgrund der Mindestlohneinführung zurückgegangen, während sich keine signifikanten Effekte auf die Reduzierung der tatsächlichen Arbeitsstunden finden lassen. Dieser Unterschied zwischen vertraglicher und tatsächlicher Arbeitszeit könnte auf eine erhöhte Nutzung von Überstunden zurückzuführen sein oder einer Flexibilisierung des Arbeitseinsatzes. Beides könnte dem Versuch der Betriebe geschuldet sein, Kosten zu senken. Dies könnte sowohl diejenigen betreffen, deren Lohn durch den Mindestlohn erhöht wurde, als auch Beschäftigte in höheren Segmenten der Lohnverteilung. 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 reduzierte.

Der Mindestlohn kann für Betriebe einen zusätzlichen Grund darstellen, den Arbeitseinsatz nicht (nur) zu reduzieren, sondern ihn zu flexibilisieren. In diesem Zusammenhang lässt sich feststellen, dass die wöchentlichen Arbeitszeiten in Deutschland im langfristigen Verlauf seit den 1990er Jahren deutlich flexibler geworden sind, z.B. in dem Sinne, dass Überstunden eher durch Freizeit ausgeglichen werden können (Hunt 2013). Dies ist unter anderem die Folge von Veränderungen in institutionellen Regelungen, beispielsweise der Einführung von tariflichen Öffnungsklauseln und von Arbeitszeitkonten (Bohachova et al. 2011; Brändle, Heinbach 2013). Darüber hinaus lässt sich im Zeitablauf auch eine Veränderung der individuellen Arbeitszeitwünsche feststellen (Weber, Zimmert 2018).

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. Zeitvorgaben wurden knapper bemessen, so dass es zu einer Arbeitsverdichtung kam. Außerdem wurde der Produktionsablauf rationalisiert und eine höhere Flexibilität des Personaleinsatzes eingefordert, so dass Beschäftigte auch Tätigkeiten übernehmen mussten, die nicht zu ihrem originären Aufgabenbereich gehörten. Darüber hinaus wurden Schichtpläne geändert und die Öffnungszeiten von Filialen verkürzt.

Ferner werden bezahlte und unbezahlte Überstunden genutzt, um das Beschäftigungsvolumen an schwankende betriebliche Bedarfe anzupassen. Die Evidenz im Hinblick auf die Nutzung von Überstunden ist allerdings nicht eindeutig. Nach Pusch/Rehm (2017) auf Grundlage des Panels Arbeitsmarkt und soziale Sicherung (PASS) ist bei Beschäftigten, die vom Mindestlohn direkt betroffen sind, eine Verringerung der Überstunden zu beobachten. Für eine Reduzierung der Arbeitszeit gibt es insbesondere für geringfügig Beschäftigte institutionelle Gründe, da sich aus dem Mindestlohn eine Höchstzahl an monatlichen Arbeitsstunden ergibt, bei der eine geringfügige Beschäftigung (unter 450 Euro) gerade noch möglich ist. Wanger/Weber (2016) nutzen den Mikrozensus und analysieren Arbeitszeitänderungen von geringfügig Beschäftigten. Nach der Analyse der Autoren ist die durchschnittliche Arbeitszeit von geringfügig Beschäftigten im Jahr 2015 in Ostdeutschland im Vergleich zum Vorjahr um mehr als fünf Prozent gesunken. Außerdem wurden die Stunden an der Minijob-Schwelle besonders oft gekürzt, damit die Monatslöhne 450 Euro nicht übersteigen. Bonin et al. (2018) finden auf der Basis des SOEP für geringfügig Beschäftigte zwar ebenfalls einen negativen Effekt auf die Arbeitszeit, dieser ist jedoch statistisch nicht signifikant.

Einschränkend sollte erwähnt werden, dass alle verfügbaren Studien zum allgemeinen Mindestlohn in Deutschland zwangsläufig kurzfristige Wirkungen untersuchen. Die langfristigen Wirkungen können jedoch von den kurzfristigen Effekten abweichen. So läuft die kurzfristige Anpassung möglicherweise aufgrund von Kündigungskosten über die Arbeitsstunden. Längerfristig ist die Substituierbarkeit von Stunden und Arbeitskräften jedoch höher, so dass möglicherweise die Effekte auf die Stunden geringer werden, die Effekte auf die Arbeitskräfte hingegen größer. So zeigen Aaronson et al. (2018) und Sorkin (2015) für die USA, dass sich die langfristigen Beschäftigungseffekte deutlich von den kurzfristigen unterscheiden.

Forschungsstand zur Datengrundlage der deutschen Mindestlohnforschung

Aus methodischer Sicht ist für die deutsche Mindestlohnforschung sowohl für die Ermittlung von Löhnen als auch von Arbeitszeiten die verwendete Datengrundlage von höchster Bedeutung, wobei sich vor allem das SOEP und die VSE/VE anbieten. Für den vorliegenden Projektbericht ist hierbei der Datenvergleich von SOEP und VSE/VE für den Zeitraum 2014 bis 2017 relevant, dem sich Dütsch et al. (2019) widmen, wobei der Zeitraum 2014 bis 2015 untersucht wird. Die Autoren zeigen dabei die konzeptionellen Unterschiede zwischen den Datensätzen sowie die daraus resultierenden Unterschiede hinsichtlich der Entwicklung von Stundenlöhnen und Arbeitszeiten nach Einführung des Mindestlohns auf.

Die wichtigsten Ergebnisse sind, dass sich die Unterschiede in den Ergebnisgrößen der Datensätze vor allem in den unteren Bereichen der Lohnverteilung manifestieren. Insbesondere argumentieren die Autoren auf Basis eigener Berechnungen, dass die höhere *non-compliance* Rate (Zahlung von Stundenlöhnen unterhalb des Mindestlohns) im SOEP im Vergleich zu VSE/VE nach Einführung des Mindestlohns zumindest teilweise durch strukturelle Unterschiede zwischen den Datensätzen, wie eine geringere Erfassung von Minijobs im SOEP, erklärt werden kann.¹

Forschungsstand zu Mindestlohnwirkungen auf die Lohnmobilität

Lohnmobilität ist von großer Bedeutung für die Wohlfahrt individueller Arbeitnehmerinnen und Arbeitnehmer. Eine hohe Lohnmobilität bedeutet, dass Personen im Laufe ihres Erwerbslebens gute Chancen haben, ihre individuelle Position in der Lohnverteilung zu verbessern. Bei niedrigerer Lohnmobilität ändert sich die individuelle Lohnposition hingegen kaum. Dementsprechend ist ein bestimmtes Niveau an Ungleichheit problematischer, wenn gleichzeitig die Lohnmobilität gering ist, da sich dann die Ungleichheit über den Lebenszyklus auf eine geringe Anzahl an Personen konzentriert. Zudem gibt es bei niedriger Lohnmobilität nur wenig Anreize, in Humankapital zu investieren, da die erwarteten Erträge gering sind. Kehrseite der Medaille ist jedoch, dass bei hoher Lohnmobilität auch ein höheres Risiko besteht, sich in der Lohnverteilung nach unten zu bewegen.

Daher spielt das Thema Lohnmobilität in der Arbeitsmarktökonomik generell eine große Rolle. Die Bedeutung von Arbeitsmarktinstitutionen kommt dabei vor allem bei Studien zum Ausdruck, die einen Vergleich zwischen verschiedenen Ländern durchführen. So untersuchen Bachmann et al. (2016, 2020) die Lohnmobilität in vielen Ländern der Europäischen Union; Cardoso (2006) vergleicht die Lohnmobilität in Portugal mit der im Vereinigten Königreich. Bei diesen Untersuchungen zeigt sich, dass der institutionelle Rahmen eine bedeutende Rolle für die Lohnmobilität spielt. Zudem findet Cardoso (2006), dass die rigideren Arbeitsmarktstrukturen in Portugal (insbesondere in Bezug auf Mindestlöhne, Kündigungsschutz und Tarifverträge) im Vergleich mit dem Vereinigten Königreich nicht zu einer geringeren Lohnmobilität führten. Jedoch reduzierten die Mindestlöhne die Abwärtsmobilität von Niedrigverdienern in der Lohnverteilung. Studien zur Lohnmobilität auf dem deutschen Arbeitsmarkt kommen zu dem Ergebnis, dass die Lohnmobilität in Deutschland während der vergangenen Jahrzehnte gesunken ist, und dass verschiedene Bevölkerungsgruppen und Regionen (insbesondere Ost-/Westdeutschland) ein sehr unterschiedliches Ausmaß an Lohnmobilität aufweisen (Gernandt 2009; Riphahn, Schnitzlein 2016).

Im Zusammenhang mit der Untersuchung der Auswirkung von Mindestlöhnen ist dieses Thema von Interesse, da die Einführung bzw. Erhöhung von Mindestlöhnen potenziell Einfluss auf die Lohnmobilität haben. Hierbei ist zwischen den Effekten der Einführung (transitorische Effekte) und den Gleichgewichtseffekten zu unterscheiden. Letztere werden durch den Vergleich der Lohnmobilität vor der Einführung mit der Lohnmobilität nach der Einführung des Mindestlohns sichtbar. Dieser Vergleich erlaubt Aussagen darüber, inwiefern sich die Lohnmobilität vor Einführung des Mindestlohns und nach Einführung des Mindestlohns unterscheidet.

Hinsichtlich der transitorischen Effekte ist in erster Linie mit einer verstärkten Aufwärtsmobilität der Personen in den Lohnsegmenten unterhalb des Mindestlohns zu rechnen. Diese Auswirkungen wurde in der Tat von Burauel et al. (2018) konstatiert, die deskriptiv zeigen, dass die Aufwärtsmobilität von Personen mit niedrigem Verdienst im Zeitraum 2012-2014 geringer war als während des Zeitraums 2014-2016, also kurz vor und kurz nach Einführung des Mindestlohns. Im Fall von Spillover-Effekten

¹ Dütch et al. (2019) verwenden für diese Analyse eine Definition des Stundenlohns anhand der vertraglichen Arbeitsstunden, welche zu geringeren Unterschieden zwischen SOEP und VSE führt. Diesem Ansatz wird in Kapitel 2 und 3 des vorliegenden Berichts gefolgt. Die in Kapitel 4 enthaltene Analyse beruht stattdessen auf Stundenlöhnen anhand tatsächlicher Stunden, um auch den Fall maximaler Diskrepanz zwischen den Datensätzen zu untersuchen.

der Mindestlohneinführung auf die Entlohnung von Personen, die knapp oberhalb des Mindestlohns entlohnt werden, wäre darüber hinaus auch eine verstärkte Aufwärtsmobilität dieser Personen zu erwarten.

Hinsichtlich der Gleichgewichtseffekte könnte nach Einführung des Mindestlohns die stärker gestauchte Verteilung am unteren Ende des Lohnsegments dazu führen, dass es dort sowohl zu geringerer Abwärtsmobilität als auch zu geringerer Aufwärtsmobilität kommt. Die geringere Aufwärtsmobilität könnte dadurch verstärkt werden, dass sich durch die Einführung von Mindestlöhnen die Anreize für Fortbildungen reduzieren, was einen negativen Effekt auf die allgemeine Karriereentwicklung und die Mobilität in höhere Lohnklassen hinein haben kann (Clemens, Wither 2018).

Für Deutschland, aber auch für andere Länder, liegen zu den Effekten der Einführung eines Mindestlohns auf die Lohnmobilität außer der oben beschriebenen deskriptiven Studie von Burauel et al. (2018) zu den transitorischen Effekten noch keine Erkenntnisse vor.

Forschungsstand zu Mindestlohnwirkungen auf Sonderzahlungen und geldwerte Vorteile

Neben der direkten Stundenlohnanpassung können sich Betriebe aufgrund einer Mindestlohneinführung oder -erhöhung auch veranlasst sehen, die Höhe von Arbeitgeberzusatzleistungen wie Sonderzahlungen und geldwerte Vorteile zu ändern.

Die Betrachtung der Art und der Höhe von Sonderzahlungen, wie z.B. ein Urlaubs- oder Weihnachtsgeld, und geldwerten Vorteilen, wie z.B. eine Essenzulage oder ein Firmenauto, ist aus zwei Gründen wichtig für die Evaluation des allgemeinen gesetzlichen Mindestlohnes in Deutschland. Zum einen ist ein Großteil der finanziellen Arbeitgeberzusatzleistungen auf den mindestlohnrelevanten Stundenlohn anrechenbar.² Zum anderen haben Betriebe Anreize, die durch den Mindestlohn gestiegenen Lohnkosten über eine Reduktion der Sonderzahlungen und geldwerter Vorteile zu kompensieren.

Die Literatur zu den Mindestlohnwirkungen auf Arbeitgeberzusatzleistungen ist bisher wenig umfangreich. Internationale Studien finden entweder einen negativen oder keinen Einfluss auf die Höhe der Arbeitgeberzusatzleistungen. Für die USA zeigen Marks (2011) und Clemens et al. (2018), dass bei einer Mindestlohnerhöhung die Krankenkassenbeiträge der Betriebe sinken. Von der Reduktion sind insbesondere geringqualifizierte Arbeitnehmerinnen und Arbeitnehmer betroffen. Auch Long/Yang (2016) weisen einen Rückgang von Versicherungs- und Rentenbeiträgen aufgrund einer Mindestlohnerhöhung in China aus.

Keinen Einfluss des Mindestlohns auf Arbeitgeberzusatzleistungen wird in den Studien von Card/Krüger (1994), McCarrier et al. (2011) und Simon/Kaestner (2004) nachgewiesen. Die Untersuchungen werden mit amerikanischen Daten durchgeführt und ergeben, dass sich Krankenkassen- und Rentenbeiträge sowie Essenzulagen nicht anpassen.

Für Deutschland gibt es noch keine belastbare empirische Evidenz zu den Mindestlohneffekten auf Sonderzahlungen und geldwerte Vorteile. Das liegt einerseits an der eingeschränkten Datenverfügbarkeit wie auch daran, dass Sonderzahlungen und geldwerte Vorteile im Niedriglohnbereich wenig verbreitet sind. Das SOEP enthält Fragen zur Höhe der Sonderzahlungen im Vorjahr³ und erhebt verschiedene Formen geldwerter Vorteile, wie z.B. eine Essenzulage oder ein Firmenhandy. Die Studie von Burauel et al. (2018) gibt an, dass 10 Prozent der Beschäftigten im ersten Monatslohndezil Sonderzahlungen in den Jahren 2014 und 2015 erhalten. Auch bei der Analyse von Pusch (2019) ist die Zahl niedrig. Nur 2,2 Prozent der Arbeitnehmerinnen und Arbeitnehmer, die im Jahr 2017 unter dem Mindestlohn verdienten, erhielten Sonderzulagen oder Zuschläge.

² Siehe hierzu z.B. die Grundsatzentscheidung des Bundesarbeitsgerichts vom 25.5.2016 (5 AZR 135/16).

³ Das SOEP stellt auch eine Frage zu Sonderzahlungen oder Zuschläge im Vormonat. Aus dieser geht jedoch nicht die Höhe der Arbeitgeberzusatzleistung hervor.

Forschungsstand zu Mindestlohnwirkungen auf Zufriedenheit und gesellschaftliche Teilhabe

Im Gegensatz zu Untersuchungen, die Effekte des Mindestlohns auf Löhne und Arbeitszeiten zum Gegenstand haben, gibt es deutlich weniger Analysen zu den Effekten des Mindestlohns auf Zufriedenheit und gesellschaftliche Teilhabe. Dennoch zeigen mittlerweile einige Arbeiten auch Auswirkungen in diesen Bereichen. Kuroki (2018) zeigt beispielsweise für die USA einen positiven Zusammenhang zwischen Mindestlohnsteigerungen und der Zufriedenheit. Für Deutschland finden Bossler/Broszeit (2017) unter Verwendung des Linked Personnel Panel (LPP) des IAB, dass sowohl die Arbeitszufriedenheit als auch die Zufriedenheit mit dem Lohn bei Personen ansteigt, die infolge der Mindestlohneinführung eine Lohnsteigerung erfahren haben. Bei Personen, bei denen es wider ihr Erwarten nicht zu einer Lohnsteigerung kam, oder die eine Abnahme der Bonuszahlungen bzw. eine Zunahme des Arbeitspensums berichten, stellen die Autoren negative, allerdings insignifikante Effekte fest. Auf Grundlage des PASS finden Pusch/Rehm (2017) einen Anstieg der Arbeitszufriedenheit sowie der Work-Life-Balance. Güllal/Ayaita (2019) analysieren auf Basis des SOEP den Effekt des Mindestlohns auf die Lebenszufriedenheit sowie auf die Zufriedenheit mit der Arbeit und dem Einkommen. Sie finden in allen drei Bereichen positive Effekte für Mindestlohnberechtigte. In ihrer qualitativen Studie führen Koch et al. (2018: 80ff.) vielfache Beispiele dafür an, dass die Stauchung in der Lohnverteilung für Unzufriedenheit bei den Beschäftigten sorgte, die bereits vor der Mindestlohneinführung einen höheren Lohn als 8,50 Euro bezogen hatten.

Wird Teilhabe in einem umfassenden Sinne verstanden als Gewährleistung gleicher Verwirklichungschancen, Einbeziehung in die Gesellschaft und Schutz vor willkürlicher Ungleichbehandlung (Diehl 2017), so wirkt sich dies in verschiedenen Lebensbereichen aus, die berücksichtigt werden müssen. Unter gesellschaftlicher Teilhabe kann dann die Teilhabe in den Bereichen Soziales, Kultur, Politik und Ökonomie verstanden werden (Diehl 2017). Wichtige Aspekte sind dabei die Teilhabe an Bildung und Gesundheitsversorgung sowie das Eingebundensein in ein soziales Umfeld, beispielsweise durch Freunde und andere Kontakte. Hingegen kann es Ausdruck mangelnder Teilhabe sein, wenn Personen einem gesundheitsschädigenden Umfeld oder (psychischem) Stress ausgesetzt sind.

Koch et al. (2018) finden in ihrer qualitativen Studie Hinweise darauf, dass sich durch die Arbeitsverdichtung im Zusammenhang mit der Einführung des Mindestlohns der psychische Druck bei der Arbeit sowie andere Arbeitsbelastungen erhöht haben, indem z.B. Stress durch mindestlohnbedingte Personaleinsparungen zusammen mit der Forderung nach mehr Leistung bei teils verkürzten Zeitmargen ausgelöst wurde.

Die Arbeitszeit und die Arbeitssituation können sekundäre Wirkungen auf die Lebenssituation haben, zum Beispiel auf die soziale Integration. In diesem Zusammenhang ist die Weiterbildungsbeteiligung von Bedeutung. So kann Weiterbildungsbeteiligung vor einem Arbeitsplatzverlust bewahren bzw. dazu beitragen, dass ein Arbeitsplatzwechsel reibungsloser gelingt. Infolge von mindestlohnbedingten Kostensteigerungen könnte außerdem vermehrt der Anreiz bestehen, in die Qualifikation von Beschäftigten zu investieren, um bislang nicht ausgeschöpfte Effizienzreserven zu erschließen. Auf der anderen Seite könnten gerade im Weiterbildungsbereich Einsparpotenziale ausgemacht und realisiert werden. Die internationale Evidenz hinsichtlich Mindestlohneffekten auf die Weiterbildung ist gemischt. Für Beschäftigte in Sektoren mit niedriger Wettbewerbsintensität in den USA finden Acemoglu/Pischke (2003) eine schwache Evidenz für einen positiven Zusammenhang zwischen Weiterbildung und dem Mindestlohn. Für das Vereinigte Königreich können Arulampalam et al. (2004) zeigen, dass die Wahrscheinlichkeit der Teilnahme an einer Weiterbildung durch Einführung des Mindestlohns steigt. Ebenfalls für das Vereinigte Königreich zeigen Riley/Bondibene (2017), dass Unternehmen mit Weiterbildungsmaßnahmen und Veränderungen der Organisationsstruktur auf die Erhöhung des Mindestlohns reagieren. Somit gibt es punktuelle Hinweise darauf, dass vom Mindestlohn Betroffene nicht nur von einer Erhöhung ihres Lohnes profitieren, sondern durch eine höhere Weiterbildungsbeteiligung zumindest im Bereich der Bildung mehr Teilhabe erfahren. Diese verstärkte Teilnahme an Weiterbildungen kann wiederum die Möglichkeit, am Erwerbsleben zu partizipieren, verbessern. Für Deutschland finden

Koch et al. (2018) in ihren Befragungen sowohl Beispiele dafür, dass nach der Einführung des gesetzlichen Mindestlohns Einsparungen im Bereich der betrieblichen Weiterbildung vorgenommen werden, als auch dass zusätzliche Maßnahmen angeboten werden. In einer quantitativen Analyse verwenden Bellmann et al. (2017) das IAB Betriebspanel, um herauszufinden, ob Betriebe ihre Weiterbildungsmaßnahmen aufgrund der Einführung des Mindestlohns verändert haben. Hierbei treten keine großen Effekte zutage und insbesondere keine signifikanten Effekte für geringqualifizierte Beschäftigte. Auch Bossler et al. (2018) untersuchen mit dem IAB Betriebspanel, ob sich Investitionen in Humankapital durch den Mindestlohn geändert haben. Sie finden einen leicht negativen Effekt der Einführung des Mindestlohns auf den Anteil der weitergebildeten Personen.

Mindestlohnwirkungen auf die Gesundheit wurden ebenfalls in der wissenschaftlichen Literatur untersucht. Für Großbritannien zeigen Reeves et al. (2017) anhand des British Household Panel Survey, dass sich die psychische Gesundheit der vom Mindestlohn betroffenen Personen signifikant verbessert. Dies drückt sich in einer niedrigeren Wahrscheinlichkeit, Zustände wie Traurigkeit, Depression, Anspannung und Angst zu erleben, aus. Horn et al. (2017) finden dagegen für die USA keine Hinweise darauf, dass Mindestlohnsteigerungen zur Verbesserung der Gesundheit führen. Für Deutschland verwendet Hafner (2019) das PASS, verknüpft mit den administrativen Daten des IAB (PASS-ADIAB) und zeigt, dass bei Mindestlohnberechtigten die Wahrscheinlichkeit, ihre Gesundheit als gut oder sehr gut einzuschätzen, mit Einführung des Mindestlohns signifikant steigt. Dies entspricht den Ergebnissen von Reeves et al. (2017), die ebenfalls positive signifikante Effekte der Einführung des Mindestlohns auf die Gesundheit feststellen.

Alle bisher vorgestellten quantitativen Studien, die sich auf Deutschland beziehen, verwenden einen Differenz-von-Differenzen Ansatz und vergleichen die Ergebnisse von Personen, die vor Einführung des Mindestlohns einen unter diesem liegenden Lohn erhielten, mit Personen, deren Entlohnung (leicht) darüber lag. Hierzu merken Caliendo et al. (2019) allerdings an, dass dieser Ansatz sensibel auf Spillover-Effekte reagiert, die dazu führen, dass die Treatment- und Kontrollgruppe nicht eindeutig definiert werden können, was auch die qualitativen Ergebnisse von Koch et al. (2018) nahelegen.

Teil B: Arbeitszeiten und Löhne in SOEP und VSE/VE

2. Daten

Im Folgenden werden die in dieser Studie verwendeten Mikrodatsätze SOEP und VSE/VE detailliert präsentiert. Nach einer grundlegenden Beschreibung werden strukturelle Unterschiede zwischen den Datensätzen dargestellt. Hierbei werden die jeweilige Grundgesamtheit und Stichprobenziehung sowie Hochrechnungsmethoden, Befragungssubjekte und -instrumente sowie der jeweilige Bezugszeitraum und zentrale abgefragte Variablen näher erläutert. Auf dieser Grundlage werden all die Differenzen aufgezeigt, die bei der Aufbereitung der Datensätze für die beiden Datensätze nicht angeglichen werden können. Diese Faktoren können unabhängig von der zu evaluierenden Mindestlohnreform zu Unterschieden in den beobachteten Monatslöhnen, Arbeitszeiten und Stundenlöhnen führen. Ebenso ist es möglich, dass die Einführung des Mindestlohns selbst zu Veränderungen in der *Präzision* der Messinstrumente führt. Diese Unterschiede wären der Mindestlohnreform selbst zuzuschreiben und würden somit eine Veränderung in den beobachteten Abweichungen zwischen SOEP und VSE/VE über die Zeit implizieren.

Die Aufbereitung der Querschnittsstichproben der beiden Datensätze wird anschließend in Kapitel 2.2 beschrieben. Sie hat zum Ziel, die Datensätze so weit wie möglich vergleichbar zu machen und die mindestlohnberechtigten Beschäftigten abzubilden. In Kapitel 2.3 werden die resultierenden Stichproben dann durch Ausweisen der Fallzahlen (ohne bzw. mit Verwendung von Hochrechnungsfaktoren), deren Entwicklung über die Zeit und Darstellung von Anteilen 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 30.000 Befragte in ca. 15.000 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.v34⁴ im Long-Format genutzt, welche den Zeitraum bis einschließlich 2017 abdeckt und die Daten der einzelnen Befragungswellen in zusammengefügter Form bereitstellt. Ausgewählte Variablen, die Änderungen über die Zeit unterliegen, sind hier bereits harmonisiert. Die Zusammenstellung und Gewichtung des Datensatzes folgt dem Ziel, die in Deutschland lebende Bevölkerung zu repräsentieren, so dass die Ursprungsstichprobe regelmäßig aufgefrischt und durch das gezielte Hinzufügen von unterrepräsentierten Bevölkerungsgruppen ergänzt wird. 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, die sich an die für die Lohnbuchhaltung zuständigen Personen der Betriebe richtet. 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 verwendet, welche Informationen zu etwa 70.000 Betrieben und rund einer Million Beschäftigungsverhältnissen des Berichtsmonats April beinhalten.

⁴ *Sozio-oekonomisches Panel (SOEP), Daten für die Jahre 1984-2017, Version 34, SOEP, 2019, doi:10.5684/soep.v34.*

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 verwendet. Die Teilnahme an den VE geschah jedoch freiwillig, woraus eine sehr geringe Rücklaufquote von nur 12,8 Prozent (2015), 6,3 Prozent (2016) bzw. 14,8 Prozent (2017) resultierte. Wir diskutieren mögliche Konsequenzen dieser Freiwilligkeit im folgenden Abschnitt. Davon abgesehen entsprechen Struktur und verfügbare Informationen der VE weitestgehend denen der VSE. Die VSE/VE stellen sogenannte Linked-Employer-Employee-Datensätze dar.

2.2 Konzeptionelle Gegenüberstellung von VSE/VE und SOEP

SOEP und VSE/VE unterscheiden sich in einer Reihe wichtiger methodischer Eigenschaften. Die wichtigsten Unterschiede werden in Tabelle 2.2.1 gegenübergestellt und im Folgenden hinsichtlich eines möglichen Erklärungsgehalts für die im deskriptiven Vergleich dargestellten Unterschiede in den Verteilungen von Arbeitsstunden, Monatslöhnen und Stundenlöhnen bewertet.

Grundgesamtheiten und Stichprobenziehung

Die Grundgesamtheit der VSE 2014 umfasst alle Beschäftigungsverhältnisse von Betrieben der Wirtschaftsabschnitte A bis N und P bis S des Unternehmensregisters sowie des öffentlichen Dienstes (Abschnitt O). Damit sind alle Wirtschaftsabschnitte A-S abgebildet. Aus dieser Grundgesamtheit wird eine Stichprobe geschichtet nach Bundesland, Wirtschaftsabteilung und Betriebsgröße gezogen. Informationen zu Beschäftigten des öffentlichen Dienstes sowie des Großteils des Wirtschaftsabschnitts P entstammen der Personalstandstatistik. Daten für Betriebe ohne sozialversicherungspflichtige (SV) aber mit geringfügig entlohnten Beschäftigten werden aus entsprechenden Betrieben mit SV-Beschäftigten imputiert (FDZ Hessen 2016).

Die Methodik der freiwilligen VE 2015 bis 2017 folgt in weiten Teilen der VSE 2014. Grundgesamtheit der VE 2015 sind jedoch zunächst diejenigen Betriebe, die bereits erfolgreich Daten für die VSE 2014 übermittelt haben. Für die VE 2016 und VE 2017 wurden neue Stichproben aus dem Unternehmensregister nach dem Muster der VSE 2014 gezogen (FDZ Hessen 2018a, 2018b).

Die Zielpopulation des SOEP stellt die Population aller privaten Haushalte der Bundesrepublik Deutschland dar, aus denen eine stratifizierte Zufallsstichprobe gezogen wird. Bestimmte Bevölkerungsgruppen von besonderem Interesse, etwa Zugewanderte, werden überproportional gezogen, um auch für Subgruppenanalysen ausreichend Fälle vorzuhalten. Zusammengefasst liegen zunächst keine Anhaltspunkte dafür vor, dass die Stichprobenzusammensetzung ein Erklärungsfaktor für die beobachteten Unterschiede ist, sofern, wie unten beschrieben, die SOEP-Stichprobe bestmöglich an die Stichprobe von VSE/VE angeglichen wird.

Private Haushalte als Arbeitgeber

Das SOEP umfasst grundsätzlich alle Beschäftigungsverhältnisse, auch solche bei Privathaushalten. In der VSE/VE hingegen sind private Haushalte als Arbeitgeber nicht erfasst. Somit kann es in der VSE/VE zu einer Untererfassung der Mindestlohnrelevanz kommen. Deren Umfang lässt sich nur bedingt über die Zahlen des SOEP bestimmen, da die absoluten Fallzahlen zu den hier relevanten Beschäftigungsverhältnissen sehr niedrig sind: Zwischen 2014 und 2017 sind mit Daten des SOEP hochgerechnet 567.845 Personen ermittelbar, deren Hauptbeschäftigung direkt bei einem Privathaushalt angesiedelt ist und die ansonsten grundsätzlich die Bedingungen für den Mindestlohn erfüllen⁵. Absolut beruht

⁵ Laut SOEP-Daten liegt die Zahl der in Privathaushalten Beschäftigten damit deutlich über den in den BA-Daten identifizierten 330.000 Personen, die als dort sozialversicherungspflichtig (50.000) bzw. geringfügig beschäftigt (280.000) erfasst sind. Beim SOEP sind dabei nicht einmal Beschäftigungen im Nebenerwerb enthalten, da für Nebentätigkeiten keine Angabe zum Wirtschaftszweig vorliegt.

diese Zahl jedoch auf nur 239 Personen (siehe Anhangtabelle A 2.1, dort sind für 2014 bis 2016 167 Beobachtungen ausgewiesen). Hiervon verdienten 51,5 Prozent einen Lohn von weniger als 8,50 Euro. Dieser Anteil ist nahezu gleich groß für Minijobs in Privathaushalten, die insgesamt 153 der 239 Beobachtungen ausmachen.

Stichprobenumfang

Der Stichprobenumfang der VSE beträgt 70.000 Unternehmen. Zusammen mit den Datensätzen aus der Personalstandstatistik konnten damit in der verpflichtenden Befragung zur VSE Daten für etwa 1 Million Beschäftigungsverhältnisse erfasst werden. So erlauben diese Daten sehr tiefgehende kleinräumige Analysen der Mindestlohnrelevanz etwa auf Branchen- oder Arbeitsmarktregionsebene. Die freiwilligen VE 2015 bis 2017 ergeben deutlich kleinere Stichproben von circa 100.000 Beschäftigungsverhältnissen pro Jahr. Möglichkeiten der kleinräumigen Analyse sind somit eingeschränkt. Das SOEP erhebt stabil über die Jahre eine Stichprobe von etwa 15.000 Beschäftigten und ist somit zunächst nicht auf Subanalysen nach Branchen oder Regionen ausgelegt. Da jedoch beide Datensätze geschichtete Zufallsstichproben einer vergleichbaren Grundgesamtheit darstellen, ist nicht davon auszugehen, dass die kleinere Stichprobe des SOEP – abgesehen von den sonstigen beschriebenen Unterschieden zwischen den Datensätzen, wie der unterschiedlichen Erfassung von Nebentätigkeiten – zu Abweichungen von hochgerechneten Beobachtungszahlen im Vergleich zur VSE/VE führt.

Hochrechnungsfaktoren

Seit 2014, und somit konsistent über die Einführung des Mindestlohns hinweg, verwendet die VSE/VE eine gebundene Hochrechnung über eine *generalized regression*. Hierbei werden die Hochrechnungsfaktoren einer freien Hochrechnung mit einzelnen Betrieben anschließend derart modifiziert, dass hochgerechnete Stichprobenergebnisse exakt die Totalwerte bestimmter Hilfsfaktoren (Anzahl sozialversicherungspflichtig und geringfügig entlohnter Beschäftigter im April 2014) der Grundgesamtheit in der BA-Statistik treffen (FDZ Hessen 2016).

Das SOEP verwendet eine komplexe Gewichtungsmethodik, die verschiedenen Quellen möglicher selektiver *non-response*, Überproportionalität von Stichproben und unterschiedlicher Verbleibwahrscheinlichkeiten von Haushalten im Längsschnitt Rechnung trägt. Als Grundlage der Gewichte dient der Mikrozensus (Kroh 2018).

Sowohl VSE/VE als auch SOEP nutzen über die Einführung des Mindestlohns hinweg konsistente, wenn auch unterschiedliche, Konzepte zur Hochrechnung der Stichproben. Beide Hochrechnungsmethoden streben plausibel eine Repräsentativität hinsichtlich der Grundgesamtheit an. Somit ist nicht damit zu rechnen, dass Unterschiede in den Hochrechnungsfaktoren zu Unterschieden bei berechneten Ergebnisgrößen, wie beispielsweise dem Stundenlohn, führen.

Freiwilligkeit

Betriebe sind zu Angaben zur VSE 2014 gesetzlich verpflichtet und eine Selektivität der Teilnahme ist weitestgehend ausgeschlossen. Die folgenden Wellen der VE 2015 bis 2017 teilen dieses Merkmal nicht, sondern stellen freiwillige Befragungen dar. Diese Freiwilligkeit spiegelt sich in einer sehr geringen Rücklaufquote wider (12,8 Prozent im Jahr 2015, 6,3 Prozent im Jahr 2016, 14,8 Prozent im Jahr 2017). Es kann daher nicht ausgeschlossen werden, dass der geringe Rücklauf und die Freiwilligkeit zu einer Selektivität der Stichprobe hinsichtlich der betrieblichen Relevanz des Mindestlohns geführt haben, so dass etwa stärker betroffene Betriebe aus dem Sample herausgefallen sind (FDZ Hessen 2018a, 2018b; Frentzen, Günther 2017).

Antworten zum SOEP sind ebenfalls generell freiwillig. Wie auch andere Haushaltsumfragen sieht sich das SOEP somit mit einer hohen *non-response*-Rate (d.h. Fragen werden nicht beantwortet) sowie *panel attrition* (Haushalte nehmen nicht mehr an der Umfrage teil) konfrontiert. Um diesen Entwicklungen entgegenzuwirken und um die Repräsentativität aufrecht zu erhalten, werden regelmäßig Auffrischungstichproben gezogen. Durch hohen Aufwand, wiederholte Kontaktaufnahme und persönliche

Ansprache durch die Interviewer ist der Panelschwund jedoch verhältnismäßig klein. Da vorherige Studien eine Korrelation von Mindestlohnrelevanz und Panelschwund prognostiziert haben (Kroh et al. 2017), ist auch im Falle des SOEP eine Selektivität hinsichtlich des Mindestlohns nicht auszuschließen. Wenn Personen, die unterhalb des Mindestlohns entlohnt werden, tatsächlich eine höhere Wahrscheinlichkeit haben, nicht an der Befragung teilzunehmen, führt dies zu einer Unterschätzung dieser Personengruppe im SOEP.

Befragungssubjekte und Befragungsinstrumente

Die VSE/VE stellt eine Umfrage auf Betriebsebene dar und folgt daher dem Arbeitsortprinzip. Es richtet sich an die im Betrieb zuständige Stelle für Verdienstabrechnung. Hierbei können die Daten entweder über ein Online-Formular oder bei bestehender Kompatibilität auch direkt aus der entsprechenden Lohnabrechnungssoftware übertragen werden.

Das SOEP ist eine Umfrage auf Haushaltsebene und folgt damit dem Wohnortprinzip. Grundsätzlich geht jedes Haushaltsmitglied, das älter als 16 Jahre ist, als eigene Befragungsperson in den Datensatz ein. Zur Befragung wird eine Reihe von unterschiedlichen Methoden angewendet. Großer Wert wird jedoch auf den persönlichen Kontakt eines Interviewers zu den Befragungspersonen gelegt. Das ursprünglich verwendete *paper-assisted personal interview* wurde zunehmend durch *computer-assisted personal interviews* ersetzt. In den vergangenen Jahren wird die Verwendung von kosteneffizienten *computer-assisted web interviews* getestet. In allen Fällen ist die Art des Interviews in den Daten klar gekennzeichnet.

Somit unterscheiden sich VSE/VE und SOEP wie folgt in Bezug auf die für den vorliegenden Bericht zentralen Größen: In VSE/VE werden im Gegensatz zum SOEP Entgelte und Arbeitszeit nicht von den Beschäftigten selbst, sondern von informierter betrieblicher Stelle berichtet. Hierzu können die Unternehmen ein Online-Formular verwenden oder bei bestehender Kompatibilität auch Daten direkt aus ihrer Lohnbuchhaltung übertragen. Die automatische Übertragung wird jedoch laut Auskunft des Statistischen Bundesamtes nur von ca. einem Fünftel der Unternehmen genutzt. Im SOEP werden die Beschäftigten direkt zu ihrem Bruttolohn und ihrer Arbeitszeit befragt.

Im SOEP sind durch die Selbstauskunft der Beschäftigten Messfehler durch imperfektes Erinnerungsvermögen, gerundete Angaben und Missverständnisse der Fragestellung möglich. Im SOEP wird daher angestrebt, die Fehlerquellen durch die Hilfestellung der Interviewer bei den meist *computer-assisted personal interviews* zu minimieren.

In der VSE/VE sind hingegen andere Fehlerquellen zu erwarten: Betriebe können hier Anreize haben, Fehlverhalten in der Bezahlung ihrer Angestellten gegenüber „offizieller Stelle“ zu verschleiern. Zwar stellt das Statistische Bundesamt die Anonymität der Antworten sicher, jedoch werden die teilweise zugrunde liegenden Daten aus der Lohnbuchhaltung an anderer Stelle, etwa der DRV Bund, regelmäßigen Prüfungen unterzogen. Gleichzeitig verfügen einige Lohnbuchhaltungssoftwarelösungen (etwa DATEV) eine eingebaute „Warnfunktion“, die auf mögliche Mindestlohnunterschreitungen hinweist und so zu Fehlangaben „ermutigen“ kann (vgl. 2. MLK-Bericht, S. 35, Fn 9). Auch ohne Direktübertragung aus der Lohnbuchhaltung ist zu erwarten, dass Betriebe vermeiden wollen, Unterschreitungen des Mindestlohns zu melden und daher Anpassungen der tatsächlichen Arbeitszeit vornehmen.

Beobachtungsebene und Abfrage Nebenerwerb / geringfügige Beschäftigung

Der Unterschied der Befragungssubjekte impliziert, dass in der VSE/VE einzelne Beschäftigungsverhältnisse beobachtet werden, während im SOEP einzelne beschäftigte Personen befragt werden, die teilweise mehrere Beschäftigungen haben.

Die Arbeitgeberperspektive der VSE/VE lässt nicht erkennen, inwieweit ein erfasstes Beschäftigungsverhältnis von einem Arbeitnehmer bzw. einer Arbeitnehmerin eingegangen wurde, der/die noch ein weiteres geringfügiges Beschäftigungsverhältnis mit einem anderen Arbeitgeber unterhält. Geringfügig Beschäftigte werden gleichermaßen in Haupt- und Nebentätigkeit erfasst, ohne dass dies in den

Daten zu erkennen wäre. Daneben erfasst die VSE/VE nur solche Beschäftigungsverhältnisse, die für den gesamten Berichtsmonat April bestanden haben, wodurch es bei sehr kurzfristigen Beschäftigungen zur Untererfassung kommen kann.

Zuletzt ist zu diesem Punkt zu beachten, dass in der VSE Betriebe, die nur geringfügig Beschäftigte aufweisen, nicht hinsichtlich dieser Beschäftigungsverhältnisse befragt werden. Stattdessen werden die fehlenden Informationen aus Betrieben mit sowohl SV- als auch geringfügigen Beschäftigungsverhältnissen imputiert. Sollten sich geringfügige Beschäftigungsverhältnisse in Betrieben ohne SV-Beschäftigung systematisch von solchen in Betrieben mit beiden Beschäftigungsarten unterscheiden, besteht hier die Möglichkeit einer verzerrten Erfassung der Mindestlohnfüllung.

Die Daten des SOEP ermöglichen eine Unterscheidung zwischen geringfügiger Beschäftigung im Haupt- bzw. Nebenerwerb seit 2017. Zuvor wurde die Sozialversicherungspflicht für Nebentätigkeiten nicht und die Art der Nebentätigkeit nur sehr grob abgefragt. Diese unzureichende Erfassung von Nebentätigkeiten im SOEP kann somit ebenfalls zu einer Untererfassung von geringfügigen Beschäftigungsverhältnissen führen. Das Ausmaß der jeweiligen Untererfassung ist in beiden Datenquellen nur schwer abzuschätzen (Dütsch et al. 2019). Für das Jahr 2017 weisen wir in den Tabellen 2.3.1 bis 2.4.2 auch Zahlen für das SOEP inklusive Nebentätigkeiten aus (siehe Kapitel 2.3 und 2.4).

Bezugszeitraum der Befragungen

SOEP und VSE/VE unterscheiden sich im Zeitraum, der für die Abfrage von Stunden und Monatslöhnen herangezogen wird. Für die VSE/VE werden Daten für den Berichtsmonat April von den Betrieben in den folgenden Monaten an das Statistische Bundesamt übermittelt. Für das SOEP hingegen werden Haushalte über das Jahr hinweg verteilt befragt, wobei sich die für den vorliegenden Bericht verwendeten Angaben auf die aktuelle Situation und den zurückliegenden Monat beziehen, wie im Folgenden näher ausgeführt wird. Etwa 60 Prozent aller Interviews finden in den Monaten Februar bis April statt.

Abfrage von Arbeitsstunden und Monatslohn

Da nur in wenigen Fällen tatsächliche Bruttostundenlöhne in Arbeitsverhältnissen definiert und seltener noch in Datenquellen beobachtet werden, werden sie in der Praxis zumeist durch entsprechende Angaben für Bruttomonatsentgelt und auf den Monat hochgerechnete wöchentliche Arbeitsstunden errechnet. VSE/VE und SOEP unterscheiden sich dabei substanziell 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 SV-Beschäftigten, zu einer niedrigeren Präzision bei berechneten Stundenlöhnen kommen. Beim Vergleich der erhobenen Stundenkonzepte zwischen SOEP und VSE/VE muss zudem beachtet werden, dass unterschiedliche Akteure, also 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 im Jahr 2014 sehr ähnlichen Verteilungen folgen.

Tabelle 2.2.1

Konzeptionelle Gegenüberstellung von SOEP und VSE/VE

	SOEP	VSE/VE
Grundgesamtheit	Population aller privaten Haushalte der Bundesrepublik Deutschland dar	Wirtschaftsabschnitte A-S aus Unternehmensregister, Wirtschaftsabschnitte O, P aus Personalstandsstatistik
Private Haushalte als Arbeitgeber	Private Haushalte enthalten	Private Haushalte nicht enthalten
Stichprobenumfang	Etwa 29.000 Personen, 14.000 Beschäftigte	VSE 2014: 980.000 Beschäftigungsverhältnisse VE 2015: 93.000 Beschäftigungsverhältnisse VE 2016: 96.500 Beschäftigungsverhältnisse VE 2017: 101.000 Beschäftigungsverhältnisse
Hochrechnungsfaktoren	Unterschiedliche Methoden, Kroh (2018)	gebundene Hochrechnung, generalized regression
Freiwilligkeit	Ja	VSE 2014: Nein, VE 2015-2017: Ja
Befragungssubjekte	Umfrage auf Haushaltsebene (Wohnortprinzip)	Umfrage auf Betriebsebene (Arbeitsortprinzip)
Befragungsinstrumente	CAPI/CAWI	Direktübertragung aus Lohnbuchhaltung bzw. Betriebsbefragung
Beobachtungsebene	Individuen / Beschäftigte	Beschäftigungsverhältnis
Geringfügige Beschäftigung	Nur ausschließlich geringfügig Beschäftigte erfasst (bis einschließlich 2016)	Alle geringfügigen Beschäftigungsverhältnisse (außer in Privathaushalten), Imputation falls nur geringfügig Beschäftigte im Betrieb
Bezugszeitraum	vor allem erstes Halbjahr	Berichtsmonat: April
Abgefragte Informationen: Monatslohn	Bruttogesamtverdienst mit separater Abfrage von Sonderzahlungen im Vormonat	Bruttogesamtverdienst mit separater Abfrage von Überstundenverdienst und Schicht- und Nachtzulagen
Abgefragte Informationen: Stunden	Separate Abfrage von - vereinbarter Wochenarbeitszeit ohne Überstunden - tatsächlicher Wochenarbeitszeit einschließlich Überstunden (jeweils bzgl. aktuelle Woche) - zusätzliche Information über monatliche entgeltene Überstunden (bezogen auf den Vormonat)	Separate Informationen für - regelmäßige Arbeitszeit (monatliche Abfrage) - bezahlte Arbeitsstunden ohne Überstunden - bezahlte Überstunden
Identifikation von ML-Ausnahmen	Ausnahmen identifizierbar	Ausnahmen nicht voll identifizierbar, z.B. keine hinreichende Information über Wirtschaftszweig (in den VE), Historie über Erwerbstätigkeit bzw. Arbeitslosigkeit (Identifikation Langzeitarbeitslose), Beschäftigungsart „Praktikum“.

Anmerkungen: Bezogen auf die Datensätze SOEP.v34 und VSE 2014 sowie VE 2015-2017.

Identifikation von ML-Ausnahmen

Die Identifikation von Fällen, die von der Mindestlohnregelung ausgenommen sind, ist in der VSE/VE nicht vollständig möglich. So fehlen etwa 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 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.

Die Identifikation von vom Mindestlohn zunächst ausgenommenen Branchen benötigt detaillierte Informationen über den Wirtschaftszweig, die in den diesem Bericht zugrunde liegenden Versionen der VSE/VE nicht enthalten sind. Ebenfalls können Praktika nicht von anderen Beschäftigungsverhältnissen unterschieden werden. Somit besteht die Möglichkeit einer Überschätzung der Mindestlohnrelevanz in der VSE/VE, 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 die notwendigen Informationen, um mit ausreichender Präzision MindestlohnAusnahmen für ehemals Langzeitarbeitslose, spezifische Wirtschaftszweige und Praktika zu identifizieren.

2.3 Beschreibung der Aufbereitung der Querschnittsstichproben

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, da der Vergleich dieser beiden Datensätze ein bedeutendes Ziel der vorliegenden Studie ist.

Zunächst schließen wir die folgenden nicht-mindestlohnberechtigten Gruppen aus der SOEP-Stichprobe aus, die in der Grundgesamtheit von VSE/VE nicht enthalten sind:

- Selbstständig Tätige
- Ehrenamtlich Tätige
- Freiwilligendienstleistende
- Angestellte in Altersteilzeit
- Personen in Beschäftigungsmaßnahmen („1-Euro-Jobs“)
- Menschen mit Behinderung, die in Werkstätten arbeiten

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

Insassen von Justizvollzugsanstalten, die ebenfalls nicht mindestlohnberechtig sind, sind 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.

Tabelle 2.3.1 stellt die resultierende Grundgesamtheit abhängig Beschäftigter im jeweiligen Datensatz nach Jahr für den Zeitraum 2014 bis 2017 dar. Im SOEP schwankt die Zahl der erhobenen Beobachtungen für abhängig Beschäftigte im Haupterwerb im Zeitraum von 2014 bis 2017 zwischen 14.012 (im

Jahr 2016) und 16.098 (im Jahr 2017) Beobachtungen. Rechnet man diese Zahlen auf die Gesamtbevölkerung hoch, ergibt sich eine Anzahl an abhängig Beschäftigten im Haupterwerb zwischen gut 35,1 Millionen Personen (im Jahr 2014) und gut 37,1 Millionen Personen (im Jahr 2017).

Folgende weitere nicht-mindestlohnberechtigzte 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 Gruppen sind als nicht-Mindestlohnberechtigzte in Tabelle 2.2.1 ausgewiesen. Für das SOEP sind dies pro Jahr durchschnittlich 5,0 Prozent der 15.000 abhängig Beschäftigten, d.h. 750 (hochgerechnet: 1,6 Millionen) Beobachtungen. Für die VSE/VE umfassen diese beiden Gruppen hochgerechnet ebenfalls 1,6 Millionen Beschäftigungsverhältnisse.

Tabelle 2.3.1

Querschnittsstichprobengröße nach Jahren

	2014	2015	2016	2017	2017 inkl. Nebenerwerb
SOEP					
Abhängig Erwerbstätige	14.981 (35.120.057)	14.855 (35.737.815)	14.012 (36.567.184)	16.098 (37.117.720)	17.213 (39.743.846)
davon nicht-mindestlohnberechtigzte Erwerbstätige	- 715 (1.621.777)	727 (1.649.666)	710 (1.623.762)	843 (1.701.574)	843 (1.701.574)
Stundenlohn nicht bestimmbar aufgrund:					
... fehlender Lohnangabe	- 956 (2.689.776)	1.147 (3.119.679)	1.023 (3.303.557)	1.179 (2.994.786)	1.293 (3.323.614)
... fehlender Arbeitszeitangabe	- 987 (2.343.532)	1.063 (2.612.762)	1.188 (2.615.613)	1.276 (2.851.664)	1.291 (2.870.484)
Querschnittsstichprobe	= 12.323 (28.464.972)	11.918 (28.355.708)	11.091 (29.024.252)	12.800 (29.569.696)	13.786 (31.848.175)
VSE/VE					
Abhängig Beschäftigungsverhältnisse	1.034.053 (37.154.276)	98.313 (37.895.832)	97.164 (37.745.940)	105.121 (38.315.588)	-
davon nicht-mindestlohnberechtigzte Beschäftigungsverhältnisse	- 53.247 (1.888.252)	4.704 (1.710.923)	3.665 (1.489.497)	4.002 (1.427.827)	-
Querschnittsstichprobe	= 980.806 (35.266.024)	93.210 (36.184.909)	92.899 (36.256.442)	104.165 (36.887.762)	-

Quellen: SOEP.v34, VSE 2014, VE 2015-2017. – Anmerkungen: Hochgerechnete Beobachtungszahlen in Klammern. Die Gruppe „Abhängig Erwerbstätige“ bzw. „abhängige Beschäftigungsverhältnisse“ enthält nur diejenigen abhängig Erwerbstätigen, die in den Grundgesamtheiten beider Datensätze enthalten sind. Viele nicht-mindestlohnberechtigzte 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. Details siehe Text (Seite 29).

Beschäftigte mit branchenbezogenen Mindestlöhnen unterhalb oder oberhalb des gesetzlichen Mindestlohns, 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

in der uns vorliegenden Version des Datensatzes nicht identifiziert werden können (siehe Kapitel 2.2). Diese Personen verbleiben somit im Datensatz.

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 7,6 Prozent für fehlende Lohnangaben und nochmals 8,6 Prozent für fehlende Arbeitszeitangaben. Für die VSE/VE liegen die erforderlichen Informationen zu Lohn und Arbeitszeit per Konstruktion vor. Da es unter anderem Ziel des vorliegenden Berichts ist, Gründen für die Unterschiede gerade in den für die Mindestlohnforschung relevanten unteren Bereich der Lohnverteilung nachzugehen, nehmen wir keine weitere Modifikation von Ausreißern vor und verwenden für Löhne und Arbeitszeiten nur nicht-imputierte Werte⁶.

Für das SOEP umfasst die resultierende Querschnittsstichprobe in den Jahren 2014 bis 2017 durchschnittlich 12.000 Beschäftigte pro Jahr, die hochgerechnet 28,9 Millionen Personen repräsentieren. In der Summe ergibt sich eine Stichprobe von 48.132 Beobachtungen für den Zeitraum 2014 bis 2017. Für die VSE/VE 2014 bis 2017 umfasst die Stichprobe hochgerechnet 36,1 Millionen Beschäftigungsverhältnisse pro Jahr, beruhend auf insgesamt 1,3 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 Beschäftigungen im Nebenerwerb: Im Jahr 2017 ergeben sich im SOEP 37,1 Millionen abhängig Erwerbstätige im Haupterwerb, in der VSE/VE sind 38,3 Millionen abhängige Beschäftigungsverhältnisse (sowohl im Haupt- als auch im Nebenerwerb) zu verzeichnen. Wird im SOEP der Nebenerwerb hinzugenommen (im Jahr 2017 erstmals detailliert erhoben), so steigt der Wert auf 39,7 Millionen abhängig Erwerbstätige. Somit liegt die hochgerechnete Zahl der SOEP-Querschnittsstichprobe näher an den offiziellen Angaben des Statistischen Bundesamts (2019), dass die Zahl der Beschäftigungsverhältnisse im Jahr 2017 mit 39,98 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 2017 aus dem SOEP-Sample, das Nebentätigkeiten enthält, abgezogen, dann reduzieren sich die hochgerechneten Beobachtungszahlen um mehr als 6 Millionen. Die Zahl der Personen, die in die Analysen einbezogen werden können, geht damit auf 31,8 Millionen zurück. Hierdurch entsteht eine gewisse Selektion: Im Zeitraum 2014 bis 2017 haben in der Gesamtstichprobe (also inklusive Beobachtungen mit fehlenden Arbeitszeit- oder Lohnangaben) 8,9 Prozent aller beobachteten Beschäftigungen Minijobs, in der reduzierten Stichprobe (ohne diese Beobachtungen) sind es 7,3 Prozent. Der Anteil der Personen unter 25 Jahren reduziert sich beim Vergleich der Gesamtstichprobe mit der reduzierten Stichprobe von 5,7 auf 5,2 Prozent, derjenige von Personen ohne beruflichen Abschluss von 14,5 auf 13,7 Prozent. Somit verweigern offenbar potenzielle Mindestlohnbeziehende öfter die entsprechenden Angaben; die quantitativen Auswirkungen erscheinen aber relativ gering.

In den empirischen Untersuchungen wird anstelle der bisher beschriebenen Querschnittsstichprobe teilweise eine Längsschnittstichprobe verwendet: Die Querschnittsstichprobe kommt in Kapitel 2 und 3 zum Einsatz, wo der Vergleich zwischen SOEP und VSE/VE im Vordergrund steht. Um diesen Vergleich zu erleichtern, werden die verwendeten Datensätze wie beschrieben so weit wie möglich harmonisiert. Die Längsschnittstichprobe, die bei den Kausalanalysen ab Kapitel 5 zum Einsatz kommt, hat hingegen zum Ziel, die Mindestlohnberechtigung im SOEP so gut wie möglich abzubilden, unabhängig von einem konsistenten Vergleich mit der VSE/VE. Diese Unterschiede, aber auch Differenzen

⁶ Für weitere Variablen greifen wir teilweise auf im Datensatz bereitgestellte Variablen zurück, die über die Zeit harmonisiert oder für die fehlende Werte aufgefüllt (imputiert) werden, um möglichst wenig Beobachtungen durch fehlende Werte bei weniger zentralen Variablen zu verlieren.

zwischen der SOEP-Querschnittsstichprobe und der von Burauel et al. (2018) verwendeten Stichprobe, werden in Anhangtabelle A 2.1 dargestellt.⁷

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 Praktikanten⁸
- Ehemals Langzeitarbeitslose mit weniger als 6 Monaten Beschäftigungsdauer im neuen Job
- Beschäftigte in Branchen, die für eine Übergangsphase einen niedrigeren als den allgemeinen Mindestlohn anwenden durften

Die resultierende Stichprobe umfasst alle Beschäftigten, die berechtigt sind, mindestens den allgemeinen Mindestlohn zu erhalten, was die Basis für die im vorliegenden Bericht verwendete Längsschnitt-Stichprobe darstellt. Für die Längsschnitt-Analysen wird die Stichprobe in den weiteren Kapiteln zusätzlich darauf beschränkt, dass mindestens 2 Beobachtungen für jede Person zur Verfügung stehen, z.B. in einem Jahr t und dem darauffolgenden Jahr $t+1$. Sofern weitere Einschränkungen oder Änderungen der Längsschnitt-Stichprobe erfolgen, wird dies zusammen mit jeweiligen Analysen in den folgenden Kapiteln beschrieben. Die Längsschnitt-Basisstichprobe umfasst für die Jahre 2014 bis 2016 durchschnittlich 11.000 Beobachtungen pro Jahr. Hier sind auch arbeitssuchend gemeldete Personen berücksichtigt, die einer Beschäftigung nachgehen, da diese grundsätzlich mindestlohnberechtigt sind. Auch Beschäftigte, die in Branchen arbeiten, die zeitweise einen höheren als den allgemeinen Mindestlohn aufweisen, sind hier enthalten.⁹ In der Studie von Burauel et al. (2018) wurden diese beiden Gruppen jedoch aus dem Sample ausgeschlossen. Unter Ausschluss dieser Gruppen aus der im vorliegenden Bericht verwendeten Längsschnitt-Stichprobe ergibt sich eine adaptierte Stichprobe von durchschnittlich 9.503 Beobachtungen, die in der Größenordnung vergleichbar zu derjenigen in Burauel et al. (2018) ist.

2.4 Komposition der verwendeten Querschnittsstichproben

Die Komposition der Stichproben ist in Tabelle 2.4.1 dargestellt. Für die Querschnittsstichprobe des SOEP zeigt sich eine relativ stabile Verteilung der beobachtbaren Charakteristika über die Zeit. So lag der Anteil der weiblichen abhängig Beschäftigten im Zeitraum 2014 bis 2017 bei ca. 48 Prozent, der Anteil der mittleren Alterskohorte lag bei gut 73 Prozent, der Anteil Ostdeutscher lag bei ca. 17 Prozent, und der Anteil von Personen mit deutscher Staatsangehörigkeit um 90 Prozent. Etwas größere Veränderungen über die Jahre zeigen sich bei der Art der Beschäftigung: Der Anteil der geringfügig

⁷ Details zur Erstellung des Längsschnittdatensatzes sind in Anhang A.1 enthalten.

⁸ 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.

⁹ Die Zahl der Beschäftigten, die von branchenspezifischen Übergangsregelungen betroffen waren, ist laut Mindestlohnkommission (2018) jedoch begrenzt: Für Mindestlöhne, die unter dem allgemeinen Mindestlohn lagen, liegt die Zahl basierend auf Angaben des Statistischen Bundesamtes bei 115.000 (85.000) Personen zuzüglich 80.000 (65.000) Zeitungszustellerinnen bzw. -zustellern im Jahr 2015 (2016). Grundlage für diese Schätzungen ist eine erweiterte Datenversion der VE, die fünfstellige Berufsklassifikationen enthält. Diese Datenversion stand allerdings für den vorliegenden Bericht nicht zur Verfügung.

Beschäftigten (ohne Nebenerwerb) sinkt von 8,1 Prozent im Jahr 2014 auf 6,6 Prozent im Jahr 2017. Gleichzeitig ist ein Anstieg des Anteils der Teilzeitbeschäftigung, definiert als Beschäftigung mit einer vereinbarten Arbeitszeit von weniger als 30 Stunden pro Woche, von 20,2 Prozent im Jahr 2014 auf 21,5 Prozent im Jahr 2017 zu beobachten. Bezieht man Beschäftigungsverhältnisse im Nebenerwerb mit ein, die im SOEP erstmals 2017 erhoben wurden, so ergibt sich für das Jahr 2017 ein deutlich höherer Anteil von Minijobs von 12,1 Prozent. Dieser Wert liegt deutlich näher an dem der VSE/VE von 14,1 Prozent im Jahr 2017.

Tabelle 2.4.1

Komposition der Querschnittsstichprobe nach Jahren

in %

	2014	2015	2016	2017	2017 inkl. Nebenerwerb
SOEP					
Weiblich	47,9	48,0	48,5	47,9	48,4
Männlich	52,1	52,0	51,5	52,1	51,6
24 Jahre und jünger	5,3	5,1	5,3	5,2	5,8
Zwischen 25 und 54 Jahre	74,1	73,5	72,4	72,5	71,6
55 Jahre und älter	20,6	21,4	22,3	22,3	22,6
Ostdeutschland	17,1	17,2	17,1	16,9	16,5
Westdeutschland	82,9	82,8	82,9	83,1	83,5
Deutsche Staatsangehörigkeit	90,4	89,9	89,0	89,1	89,1
Ausländische Staatsangehörigkeit	9,6	10,1	11,0	10,9	10,9
Vollzeitbeschäftigt	76,5	77,7	77,4	77,1	71,6
Teilzeitbeschäftigt	15,4	15,3	15,1	16,1	15,9
Minijob	8,1	7,0	7,4	6,7	12,1
Beobachtungen	12.323	11.918	11.091	12.800	13.786
VSE/VE					
Weiblich	48,8	47,8	48,6	48,0	–
Männlich	51,2	52,2	51,4	52,0	–
24 Jahre und jünger	6,1	5,4	5,7	5,4	–
Zwischen 25 und 54 Jahre	72,6	71,3	69,9	68,3	–
55 Jahre und älter	21,4	23,2	24,5	26,4	–
Ostdeutschland	13,5	13,5	13,6	13,5	–
Westdeutschland	86,5	86,5	86,4	86,5	–
Vollzeitbeschäftigt	59,9	62,0	62,2	61,4	–
Teilzeitbeschäftigt	23,9	23,3	24,0	24,6	–
Minijob	16,2	14,7	13,8	14,1	–
Beobachtungen	980.806	93.210	92.899	100.912	–

Quellen: SOEP.v34, VSE 2014, VE 2015-2017. – Anmerkungen: Gewichtete Ergebnisse. Basierend auf der Querschnittsstichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3.

Tabelle 2.4.2
Komposition der Querschnittsstichprobe nach Jahren und Stundenlöhnen
in %

	2014		2015		2016		2017		2017 inkl. Nebenerwerb	
	<8,50	>=8,50	<8,50	>=8,50	<8,50	>=8,50	<8,84	>=8,84	<8,84	>=8,84
SOEP										
Weiblich	66,5	45,4	64,5	46,4	67,1	46,9	60,7	46,7	59,0	47,1
Männlich	33,5	54,6	35,5	53,6	32,9	53,1	39,3	53,3	41,0	52,9
24 Jahre und jünger	16,3	3,8	16,3	4,0	17,9	4,2	17,1	4,1	17,8	4,3
Zwischen 25 und 54 Jahre	62,4	75,6	58,3	75,0	58,1	73,6	54,6	74,2	54,3	73,7
55 Jahre und älter	21,4	20,5	25,4	21,0	24,0	22,1	28,3	21,7	27,8	22,0
Ostdeutschland	28,5	15,5	28,1	16,1	24,2	16,5	22,6	16,4	19,8	16,1
Westdeutschland	71,5	84,5	71,9	83,9	75,8	83,5	77,4	83,6	80,2	83,9
Deutsche Staatsangehörigkeit	84,4	91,2	83,4	90,5	80,3	89,7	81,5	89,8	84,1	89,8
Ausländische Staatsangehörigkeit	15,6	8,8	16,6	9,5	19,7	10,3	18,5	10,2	15,9	10,2
Vollzeitbeschäftigt	46,2	80,5	48,5	80,6	45,8	80,1	46,6	80,0	34,0	76,2
Teilzeitbeschäftigt	15,9	15,4	17,0	15,2	15,6	15,1	14,5	16,3	12,9	16,3
Minijob	37,9	4,2	34,5	4,2	38,7	4,8	38,9	3,7	51,8	7,3
Beobachtungen	1.587	10.736	1.199	10.719	972	10.119	1.266	11.534	1.663	12.123
Beobachtungen (hochgerechnet)	3.319.886	25.145.085	2.560.614	25.795.094	2.246.785	26.777.467	2.516.583	27.053.113	3.455.019	28.393.155
Anteil (hochgerechnet, in Prozent)	11,7	88,3	9,0	91,0	7,7	92,3	8,5	91,5	10,8	89,2
VSE/VE										
Weiblich	61,8	47,2	60,1	47,1	58,7	48,1	56,0	47,7	-	-
Männlich	38,2	52,8	39,9	52,9	41,3	51,9	44,0	52,3	-	-
24 Jahre und jünger	14,5	5,0	15,5	4,8	17,2	5,0	13,5	5,0	-	-
Zwischen 25 und 54 Jahre	59,3	74,3	57,6	72,2	54,7	70,7	56,5	68,7	-	-
55 Jahre und älter	26,2	20,8	26,9	23,0	28,1	24,3	30,0	26,2	-	-
Ostdeutschland	26,8	11,8	22,3	13,0	17,2	13,4	19,3	13,3	-	-
Westdeutschland	73,2	88,2	77,7	87,0	82,8	86,6	80,7	86,7	-	-
Vollzeitbeschäftigt	21,8	64,8	19,9	64,6	20,0	64,5	23,4	62,9	-	-
Teilzeitbeschäftigt	21,8	24,1	25,1	23,2	23,9	24,0	26,3	24,5	-	-
Minijob	56,4	11,1	55,1	12,2	56,2	11,5	50,3	12,6	-	-
Beobachtungen	112.774	868.032	5.731	87.479	5.933	86.966	4.482	99.683	-	-
Beobachtungen (hochgerechnet)	4.003.586	31.262.438	2.119.998	34.064.911	1.828.922	34.427.520	1.412.076	35.475.686	-	-
Anteil (hochgerechnet, in Prozent)	11,4	88,6	5,9	94,1	5,0	95,0	3,8	96,2	-	-

Quellen: SOEP.v34, VSE 2014, VE 2015-2017. – Anmerkungen: Im SOEP erfolgt die Einteilung in Stundenlöhne ober-/unterhalb 8,50 Euro bzw. 8,84 Euro durch vertragliche Stundenlöhne. Gewichtete Ergebnisse. Basierend auf der Querschnittsstichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3.

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. Diese Differenz nimmt über die Zeit zu. Der Anteil Ostdeutscher lag in allen Jahren mehrere Prozentpunkte unter den Werten des SOEP. Besonders ausgeprägt sind die Unterschiede zwischen den beiden Datensätzen jedoch bei der Beschäftigungsform. Mit 16 Prozent im Jahr 2014 und 14 Prozent im Jahr 2017 liegt der Anteil der geringfügig Beschäftigten deutlich über den Werten des SOEP, insbesondere 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.

Bei der Komposition der Stichproben ist von besonderem Interesse, ob die Personen unterhalb des Mindestlohns hinsichtlich ihrer beobachtbaren Eigenschaften stark von den Personen oberhalb des Mindestlohns abweichen. Dies liefert Aufschlüsse darüber, welche Beschäftigtengruppen in besonderem Maße von *non-compliance* betroffen sind.

Zu diesem Zweck stellt Tabelle 2.4.2 die Komposition der Stichproben jeweils getrennt danach dar, ob eine beschäftigte Person oberhalb oder unterhalb des Mindestlohns entlohnt wird. Hierzu wurde der Stundenlohn aus dem Bruttomonatslohn und der vereinbarten Arbeitszeit berechnet. Dabei zeigt sich anhand des SOEP, dass Frauen in den Jahren 2014 bis 2016 ungefähr zwei Drittel der Personen ausmachten, die unter dem Mindestlohn verdienen. Im Jahr 2017 lag dieser Wert mit 60,7 Prozent etwas niedriger. Der Anteil ostdeutscher Beschäftigter, die unter dem Mindestlohn verdienen, ist ebenfalls überdurchschnittlich, fällt jedoch von 28,5 Prozent im Jahr 2014 auf 22,6 Prozent im Jahr 2017. Der Anteil von Minijobs mit einem Lohn unter 8,50 Euro lag bei knapp 40 Prozent, mit Ausnahme des Jahres 2015, wo er 35 Prozent betrug.

Bezieht man den Nebenerwerb mit ein, so zeigt sich für das Jahr 2017 vor allem ein deutlicher Anstieg des Anteils geringfügig Beschäftigter an allen Beschäftigten, die unter dem Mindestlohn verdienen. Dieser Anteil betrug dann 51,8 Prozent, also gut 13 Prozentpunkte mehr 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 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 unterhalb des Mindestlohns verdienen, ist mit 27 Prozent im Jahr 2014 und 19 Prozent im Jahr 2017 ebenfalls etwas niedriger als im SOEP. Der größte Unterschied ist erneut bei der Beschäftigungsform zu beobachten. So machten die geringfügig Beschäftigten in der VSE/VE deutlich über die Hälfte aller Personen mit einem Lohn unterhalb des Mindestlohns aus, was 15 bis 20 Prozentpunkte mehr sind als die Zahlen des SOEP ohne Nebenerwerb. Wird der Nebenerwerb im Jahr 2017 im SOEP berücksichtigt, liegt dieser Anteil im SOEP (51,8 Prozent) aber sogar etwas höher als in der VSE/VE (50 Prozent).

2.5 Non-compliance im SOEP

Das Ausmaß der *non-compliance*, d.h. die Anzahl bzw. der Anteil der Beschäftigten, die zwar Anspruch auf den Mindestlohn haben, ihn aber nicht erhalten haben, ist von großer wirtschafts- und sozialpolitischer Bedeutung. Im Folgenden wird daher für die SOEP-Querschnittsstichprobe bzw. die Längsschnitt-Basisstichprobe die Anzahl der anspruchsberechtigten Beschäftigten berechnet, die keinen Mindestlohn erhalten, und mit den Ergebnissen des DIW-Wochenberichts von Fedorets et al. (2019) verglichen.

Tabelle 2.5.1 gibt Auskunft über die Berechnung der *non-compliance* anhand des SOEP: In der Querschnittsstichprobe (Abgrenzung siehe Kapitel 2.3) wurden im Jahr 2017 hochgerechnet 2,5 Millionen

Beschäftigte unterhalb des Mindestlohns bezahlt. Die Querschnittsstichprobe wurde jedoch erstellt, um den Vergleich gegenüber der VSE/VE zu vereinfachen. Daher sind einige (Nicht-)Betroffene in dieser Stichprobe nicht eindeutig zugeordnet und der *non-compliance* Wert ist verzerrt. Daher sind Anpassungen der Stichprobe entsprechend der Abgrenzung der Längsschnittstichprobe (siehe Kapitel 2.3 und Anhangtabelle A 2.1) erforderlich, um Unterschreitungen des geltenden Mindestlohns genauer zu identifizieren: Erstens werden in der Längsschnittstichprobe hochgerechnet 59.611 Beschäftigte in privaten Haushalten¹⁰ berücksichtigt, die weniger als den aktuellen Mindestlohn (8,84 Euro im Jahr 2017) verdienten (Tabelle 2.5.1, Zeile 2). Zudem werden Praktikantinnen und Praktikanten (hochgerechnet sind dies 72.709, die im Jahr 2017 unterhalb des Mindestlohns verdienten) sowie Beschäftigte mit einem vorrangigen Branchenmindestlohn unterhalb des Mindestlohns (hochgerechnet 288.283 Erwerbstätige im Jahr 2017) abgezogen, da sie keinen Anspruch auf Mindestlohn haben. Auf Grundlage der Längsschnitt-Basisstichprobe wurden im Jahr 2017 rund 2,1 Millionen Beschäftigte unterhalb des Mindestlohns bezahlt (siehe Tabelle 2.5.1, Zeile 6).

Da die zugrunde gelegten Stundenlöhne anhand der abgefragten vertraglichen Wochenarbeitszeit und der Monatslöhne berechnet wurden und daher typischerweise Rundungsfehler bei der Angabe als auch der Berechnung vorkommen, sollte in Anlehnung an Fedorets et al. (2019) eine Toleranz von 5 Prozent um den Mindestlohn herum gewählt werden. Im Jahr 2017 verdienten hochgerechnet knapp 575.000 Beschäftigte einen errechneten Stundenlohn zwischen 8,40 Euro (8,84 Euro \times 0,95) und dem tatsächlichen Mindestlohn von 8,84 Euro. Es verbleiben somit für 2017 noch etwas mehr als 1,5 Millionen Beschäftigte, die den Mindestlohn bekommen sollten, ihn aber nicht erhalten. Dieser Wert ist für die Jahre 2014 bis 2016 vergleichbar mit dem von Fedorets et al. (2019, Kasten 2, Tabelle 2), der zu Vergleichszwecken ebenfalls in Tabelle 2.5.1 aufgeführt ist (letzte Zeile).

Die Ergebnisse des vorliegenden Berichts weichen für die Jahre 2014 bis 2016 leicht von denen von Fedorets et al. (2019) ab, für 2017 sind die Abweichungen deutlich größer. Diese Abweichungen sind mit dem unterschiedlichen Umgang mit vorrangigen Branchenmindestlöhnen unterhalb und oberhalb des gesetzlichen Mindestlohns zu erklären. Bei Fedorets et al. (2019) sind diese ab 2017 nicht mehr ausgeschlossen. Für Personen mit Branchenmindestlöhnen, die zuvor unterhalb des Mindestlohns lagen, kann dort somit ab dem Jahr 2017 *non-compliance* vorliegen, auch wenn sich der Lohn dieser Personen nicht verändert hat – einzig das Auslaufen der Übergangsregelung auf Branchenebene ist in diesem Fall der Grund für *non-compliance*. In den Berechnungen des vorliegenden Projektberichts werden Personen mit einem Branchenmindestlohn unterhalb des allgemeinen Mindestlohns hingegen für die Längsschnittstichprobe über den gesamten Zeitraum ausgeschlossen. Grund hierfür ist, dass die Untersuchungen des Stundenlohns in Kapitel 5 das Lohnwachstum betrachten, für dessen Berechnung einzelne Personen in zwei aufeinander folgenden Jahren beobachtet werden müssen, um z.B. das Lohnwachstum von 2016 auf 2017 zu berechnen. Entsprechend ist es nicht sinnvoll, Personen nur für einzelne Jahre nach Auslaufen der vorrangigen Branchenmindestlöhne zu berücksichtigen, zumal auch für das Jahr 2017 Ausnahmeregelungen unterhalb des Mindestlohns existieren.

Für Personen, für die Branchenmindestlöhne gelten, die oberhalb des gesetzlichen Mindestlohns lagen bzw. liegen, kann sich durch die Hinzunahme dieser Branchen ebenfalls erhöhte *non-compliance* ergeben, in diesem Fall allerdings nur, wenn die Branchen bis 2017 in der Berechnung ausgeschlossen wurden und ab 2017 in die Berechnungen integriert werden. Dadurch werden Beschäftigte dieser Branchen, die bereits vor 2017 unterhalb des allgemeinen gesetzlichen Mindestlohns bezahlt worden sind, obwohl sie sogar nach einem höheren Branchenmindestlohn hätten bezahlt werden müssen, erst ab 2017 als *non-compliance* gewertet. Dies entspricht dem Vorgehen von Fedorets et al. (2019). In der vorliegenden Studie werden Branchen mit Branchenmindestlohn über dem gesetzlichen Mindestlohn in keinem Jahr ausgeschlossen. Somit gehen Beschäftigte mit einem Stundenlohn unterhalb eines

¹⁰ Wie in Abschnitt 2.3 in Verbindung mit Tabelle A 2.1 erläutert, sind diese in unserer Querschnittsstichprobe nicht enthalten, um einen konsistenten Vergleich mit der VSE/VE zu ermöglichen.

Branchenmindestlohn bereits vor 2017 in die *non-compliance* Berechnung ein. Dadurch kommt es in der vorliegenden Studie im Jahr 2017 zu einem geringeren Anstieg der *non-compliance* als in Fedorets et al. (2019).

Dies kann somit ein Grund dafür sein, dass (i) unsere Zahlen für *non-compliance* Fälle in den Jahren 2014 bis 2016 leicht über denen von Fedorets et al. (2019) liegen und (ii) in Fedorets et al. (2019) ein Sprung im Jahr 2017 in der Anzahl der *non-compliance*-Fälle zu beobachten ist, in der Längsschnittstichprobe des vorliegenden Berichts hingegen nicht.

Tabelle 2.5.1

Querschnittsstichprobengröße im SOEP unterhalb des Mindestlohns nach Jahren

		2014	2015	2016	2017
Querschnittsstichprobe mit Lohn < ML		1.587 (3.319.886)	1.199 (2.560.614)	972 (2.246.785)	1.266 (2.516.583)
Beschäftigung in Privathaushalten	+	36 (73.136)	33 (92.062)	20 (44.613)	33 (59.611)
Praktika	-	35 (96.163)	24 (73.596)	17 (81.051)	37 (72.709)
niedrigerer Branchenmindestlohn	-	203 (378.932)	157 (280.175)	115 (197.223)	163 (288.283)
Langzeitarbeitslose	-	70 (108.101)	48 (100.868)	52 (147.133)	64 (111.232)
Längsschnitt-Basisstichprobe	=	1.322 (2.827.689)	1.005 (2.203.116)	811 (1.889.005)	1.038 (2.106.082)
Beobachtungen, die bis maximal 5% unter dem Mindestlohn liegen	-	222 (526.498)	207 (442.598)	181 (481.756)	274 (574.913)
Zwischensumme	=	1.100 (2.301.191)	798 (1.760.518)	630 (1.407.250)	764 (1.531.169)
Lohn >= ML, bei Berücksichtigung von Sonderzahlungen und Zuschüssen auf den ML	-	24 (64.127)	23 (70.272)	16 (52.923)	25 (43.390)
Zwischensumme	=	1.076 (2.237.064)	775 (1.690.246)	614 (1.354.326)	739 (1.487.778)
Geben an, über Mindestlohn zu verdienen	-				214 (410.058)
Geben an, unter Mindestlohn zu verdienen und bisher unberücksichtigt	+				135 (367.769)
Querschnittsstichprobe mit berechnetem Lohn < ML und Lohn laut Selbstauskunft < ML	=				660 (1.439.489)
DIW Wochenbericht 28 (2019, Kasten 2, Tabelle 2)		2.266.000	1.669.000	1.357.000	1.751.000

Quelle: SOEP.v34. – Anmerkungen: Hochgerechnete Beobachtungszahlen in Klammern. Basierend auf der Querschnittsstichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3.

Neben diesen Unterschieden können im SOEP noch zwei weitere Merkmale eine Rolle spielen, die das Ergebnis zur Unterschreitung des Mindestlohns beeinflussen (siehe Tabelle 2.5.1). Dies ist erstens die Integration von Sonderzahlungen und Zuschüssen bei der Berechnung des Stundenlohns, was geringen Einfluss auf den Stundenlohn im Niedriglohnsektor hat, da in den unteren Bereichen der Lohnverteilung selten derartige Zulagen gewährt werden. Das betraf im Jahr 2017 25 (hochgerechnet 43.390) Beschäftigte, wobei im SOEP nicht eindeutig zwischen monatlich und jährlich ausgezahlten

Sonderzahlungen unterschieden werden kann.¹¹ Da Arbeitgeberinnen und Arbeitgeber jedoch die Auszahlung von Sonderzahlungen ohne große Hindernisse auf monatliche Auszahlungen umstellen können und durch Einführung des Mindestlohns vor allem im unteren Lohnsegment einen großen Anreiz haben, dies zu tun, wurden die Sonderzahlungen in der Berechnung berücksichtigt.

Zweitens wurde im Jahr 2017 eine direkte Abfrage des Stundenlohns durchgeführt. Das Ergebnis dieser Abfrage wird in Tabelle 2.5.2 in Zusammenhang mit dem auf Grundlage der vertraglichen Arbeitsstunden berechneten Stundenlohn gesetzt. Dabei zeigt sich, dass ein Drittel (33,3 Prozent) der Personen mit einem berechneten Stundenlohn unterhalb von 8,84 Euro angaben, dass sie mehr als den Mindestlohn erhalten haben, obwohl ihr berechneter Stundenlohn unterhalb des Mindestlohns lag. Anders herum gaben 18,8 Prozent der Befragten mit validen abgefragten Lohnangaben an, unterhalb des Mindestlohns zu verdient zu haben, obwohl ihr berechneter Stundenlohn darüber lag.

In absoluten Zahlen sind es 214 Personen, die angaben, dass sie mehr als den Mindestlohn erhalten haben, obwohl ihr berechneter Stundenlohn unterhalb des Mindestlohns lag, und 135 Personen gaben an, unterhalb des Mindestlohns verdient zu haben, obwohl ihr berechneter Stundenlohn oberhalb lag. Bezieht man diese Personen noch mit ein, verbleiben 660 Befragte, die Anspruch auf Mindestlohn hatten, ihn aber nicht erhalten haben. Hochgerechnet entspricht dies 1.439.489 Haupterwerbsbeschäftigten oder einem Anteil von 5,1 % der Mindestlohnberechtigten in Deutschland im Jahr 2017.

Für den Nebenerwerb sind keine derart qualifizierten Rechnungen möglich, da hierfür weitaus weniger Informationen zur Verfügung stehen. Eine einfache Berechnung wurde bereits von Fedorets et al. (2019) angestellt, wonach 436.000 Beschäftigte im Nebenerwerb oder ein Drittel (33,6 Prozent) unterhalb des Mindestlohns vergütet wurden. Eine Deskription von Haupt- und Nebenerwerbsbeschäftigten für unsere Querschnittsstichprobe findet sich in Tabelle 2.4.2, in der auch höhere *non-compliance* Raten ermittelt wurden, durch die Integration der Beschäftigten im Nebenerwerb. Der Anteil der Beschäftigten im Nebenerwerb, die unterhalb des Mindestlohns verdienten, liegt demnach bei 41,2 Prozent.

Tabelle 2.5.2

Berechneter und abgefragter Stundenlohn für Personen, die weniger als 10 Euro verdienen, 2017

Berechneter Stundenlohn	Abgefragter Stundenlohn			Gesamt
	< 8,84	≥ 8,84	fehlt	
> 9,28 (8,84 +5%)	76 (202.761)	337 (748.886)	10.050 (23.766.634)	10.463 (24.718.281)
9,28 ≥ x ≥ 8,84	30 (80.771)	121 (303.279)	149 (257.311)	300 (641.361)
8,84 > x ≥ 8,40	29 (84.237)	109 (254.281)	104 (164.687)	242 (503.205)
< 8,40 (8,84 -5%)	119 (332.059)	192 (360.683)	351 (618.788)	662 (1.311.530)
Gesamt	23 (47.924)	39 (106.367)	267 (666.485)	329 (820.776)

Quelle: SOEP.v34. – Anmerkungen: Hochgerechnete Beobachtungszahlen in Klammern. Basierend auf der Längsschnittstichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3.

¹¹ Das Bundesarbeitsgericht (Urteil vom 25.05.2016, 5 AZR 135/16) hat die Anrechnung von Sonderzahlungen auf den Mindestlohn grundsätzlich gestattet, wobei diese nach § 2 Abs.1 Satz 1 Nr.2 MiLoG am Ende jeden Monats zu leisten sind.

3. Querschnittsvergleiche

In diesem Kapitel werden die Stundenlohn-, Monatslohn- und Arbeitszeitkonzepte des SOEP und der VSE/VE präsentiert und die Maße über den Zeitraum von 2014 bis 2017 einander gegenübergestellt. Ziel ist es zum einen, Unterschiede zwischen den Datensätzen herauszuarbeiten und zum anderen, die Auswirkungen des Mindestlohns auf die drei Zielgrößen deskriptiv zu untersuchen.

Der Querschnittsvergleich beginnt mit dem Stundenlohn, der Kerngröße dieser Studie. Im nächsten Schritt werden die Komponenten zur Berechnung des Stundenlohns, der Monatslohn und die Arbeitszeit, betrachtet, um mögliche Ursachen der Unterschiede im Stundenlohn zu analysieren.

Alle Auswertungen basieren auf der Querschnittstichprobe entsprechend der Abgrenzung in Kapitel 2.3, die es uns erlaubt, die Datensätze SOEP und VSE/VE möglichst konsistent zu vergleichen. Im SOEP untersuchen wir ausschließlich die Hauptbeschäftigung, die im Gegensatz zum Nebenerwerb über den gesamten Beobachtungszeitraum verfügbar ist. Die VSE/VE enthält Hauptbeschäftigung sowie Nebenerwerb. 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 repräsentativ für die Arbeitnehmerinnen und Arbeitnehmer bzw. Beschäftigungsverhältnisse in Deutschland sind.

Die Auswertungen für die Jahre 2014, 2015 und 2016 bestätigen die Ergebnisse der Vorgängerstudien für Löhne mit dem SOEP (Burauel et al. 2018), für Arbeitszeiten mit dem SOEP (Bonin et al. 2018) und für den Vergleich aller Zielgrößen zwischen SOEP und VSE/VE (Dütsch et al. 2019). In der vorliegenden Studie wird darüber hinaus das Jahr 2017, das Jahr der Mindestlohnerhöhung von 8,50 Euro auf 8,84 Euro, berücksichtigt.

3.1 Stundenlohn

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, der als Bruttostundenlohn festgesetzt ist, Auswirkungen auf die Stundenlohnverteilung hatte und ob diese unterschiedlich zwischen den Datensätzen ausfielen.

Operationalisierung der Zielgröße

In Abwesenheit direkter Stundenlohnangaben folgen wir der gängigen Praxis, den Stundenlohn durch entsprechende Angaben für Löhne und Arbeitszeiten zu berechnen.¹² Wie in Kapitel 2.2 ausführlich erläutert, 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 und damit ungenau sind.

Im SOEP wird der vertragliche und tatsächliche Stundenlohn verwendet.¹³ 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).

¹² Das SOEP enthält im Jahr 2017 eine direkte Frage nach dem Bruttostundenlohn für Beschäftigte, die angeben, weniger als 10 Euro pro Stunde zu verdienen. Dieser berichtete Stundenlohn wird in der Studie in Kapitel 2 und Kapitel 4 untersucht.

¹³ Die Methodik von Brenke/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 2017 variiert, wird diese Methodik in der Studie nicht genutzt.

Die VSE/VE enthält Angaben zum Bruttoverdienst und zur Arbeitszeit inklusive bezahlter Überstunden für den Berichtsmonat April. Der Stundenlohn entspricht der Division aus monatlichem Lohn durch monatliche Arbeitszeit.

Mittelwertanalyse

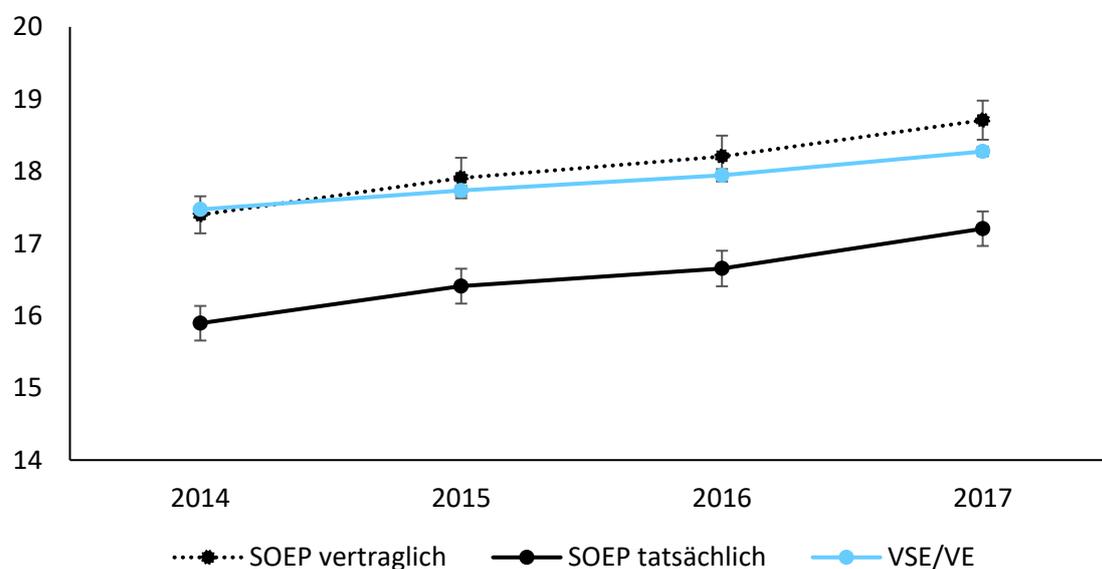
Der Stundenlohnvergleich zwischen SOEP und VSE/VE beginnt zunächst mit Analysen des Mittelwerts. Abbildung 3.1.1 stellt die Entwicklung des durchschnittlichen vertraglichen sowie tatsächlichen Stundenlohns des SOEP und des Stundenlohns der VSE/VE zwischen den Jahren 2014 und 2017 dar. Die 95-Prozent-Konfidenzbänder geben an, ob die Maße statistisch signifikant unterschiedlich voneinander sind. Den Erwartungen entsprechend ist der tatsächliche Stundenlohn des SOEP, der zusätzlich Überstunden beinhaltet, über alle Jahre niedriger als der vertragliche Stundenlohn. Die Differenz zwischen den Stundenlöhnen ist stabil bei 1,50 Euro. Da sich die 95-Prozent-Konfidenzbänder nicht überschneiden, unterscheiden sich die SOEP Stundenlöhne im Mittelwert statistisch signifikant voneinander.¹⁴ Der vertragliche Stundenlohn steigt über den Zeitraum von 2014 bis 2017 von 17,40 Euro auf 18,71 Euro, der tatsächliche Stundenlohn wächst im ähnlichen Ausmaß von 15,90 Euro auf 17,21 Euro.

Der Stundenlohn der VSE/VE gleicht in der Höhe und in der Entwicklung dem vertraglichen Stundenlohn im SOEP. Mit Ausnahme des Jahres 2017 sind die beiden Stundenlöhne nicht statistisch signifikant unterschiedlich voneinander. Der Anstieg in der VSE/VE über die Zeit ist jedoch schwächer, von 17,47 Euro im Jahr 2014 auf 18,27 Euro im Jahr 2017.

Abbildung 3.1.1

Durchschnitte der Stundenlöhne nach Jahren

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



Quellen: SOEP.v34, VSE 2014, VE 2015-2017. – Anmerkungen: Obere und untere Grenzen beziehen sich auf das 95-Prozent-Konfidenzintervall. Gewichtete Ergebnisse. Basierend auf der Querschnittsstichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3.

¹⁴ 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 Anhangabbildung A 3.1.1 Konfidenzbänder aus, die mit Hilfe 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 konservativeren Konfidenzintervallen signifikant voneinander.

Abbildung 3.1.1 zeigt zudem einen ersten deskriptiven Hinweis über die Auswirkungen des Mindestlohns auf den Stundenlohn. Das jährliche Lohnwachstum ist für alle Stundenlohnmaße im Jahr der Mindestlohneinführung 2015 und im Jahr der Mindestlohnerhöhung 2017 höher als im Jahr 2016, in dem es keine Anpassung des Mindestlohns gab.

Für das Jahr 2017 werden Stundenlöhne nach dem in diesem Jahr geltenden Mindestlohn von 8,84 Euro getrennt ausgewertet. Auch hier verändert sich der Stundenlohn absolut für alle Stundenlohnmaße des SOEP für Löhne über dem Mindestlohn stärker als bei geringen Stundenlöhnen und das Gegenteil ist in der VSE/VE erkennbar.

Insgesamt deutet dieser Befund darauf hin, dass das positive Stundenlohnwachstum im Querschnitt in beiden Datensätzen über den Zeitraum von 2014 bis 2017 auf verschiedenen Lohnbereichen beruht. Im SOEP wird es eher im mittleren und oberen Stundenlohnbereich erzeugt, in der VSE/VE im unteren.

Dieses Ergebnis kann, wie sich im weiteren Verlauf des Querschnittsvergleichs zeigen wird, damit erklärt werden, dass das SOEP nach der Mindestlohneinführung im Jahr 2015 weiterhin sehr geringe Löhne weit unterhalb des jeweilig geltenden Mindestlohns enthält, während jene in der VSE/VE ab dem Jahr 2015 kaum mehr vorkommen. Mögliche Ursache für die geringen Stundenlöhne im SOEP können entweder die tatsächliche Missachtung des Mindestlohns oder Messfehler im SOEP oder der VSE/VE sein. Dies wird in Kapitel 4 eingehend untersucht.

Tabelle 3.1.1

Durchschnitte und Standardabweichungen der Stundenlöhne nach Jahren und Lohngruppen
in Euro

	2014		2015		2016		2017	
	<8,50	>=8,50	<8,50	>=8,50	<8,50	>=8,50	<8,84	>=8,84
SOEP								
Vertraglich	6,61 (1,53)	18,82 (9,00)	6,54 (1,74)	19,03 (9,32)	6,65 (1,80)	19,17 (9,92)	7,11 (1,67)	19,78 (9,67)
Tatsächlich	6,37 (1,62)	17,15 (8,41)	6,41 (2,41)	17,40 (8,10)	6,46 (1,88)	17,51 (8,56)	6,86 (1,76)	18,17 (8,50)
Beobachtungen	1.587	10.736	1.199	10.719	972	10.119	1.266	11.534
VSE/VE								
	7,11 (1,21)	18,55 (11,12)	7,94 (1,09)	18,09 (10,72)	7,93 (1,19)	18,26 (12,68)	8,32 (1,12)	18,43 (10,34)
Beobachtungen	112.774	868.032	5.731	87.479	5.933	86.966	1.229	99.683

Quellen: SOEP.v34, VSE 2014, VE 2015-2017. – Anmerkungen: Im SOEP erfolgt die Einteilung in Stundenlöhne unter-/oberhalb von 8,50 Euro bzw. 8,84 Euro mittels vertraglicher Stundenlöhne. Standardabweichungen in Klammern ausgewiesen. Gewichtete Ergebnisse. Basierend auf der Querschnittsstichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3.

Verteilungsanalyse

Im Folgenden wird im Detail auf die Entwicklung entlang der gesamten Stundenlohnverteilung im SOEP und in der VSE/VE eingegangen. Dies geschieht getrennt für das Jahr vor der Mindestlohneinführung 2014, das Jahr der Mindestlohneinführung 2015 und das Jahr der Mindestlohnerhöhung 2017. Diese Betrachtungsweise erlaubt es uns, Lohnentwicklungen separat für verschiedene Stundenlohnbereiche zu untersuchen. Dabei sind insbesondere Stundenlöhne unter und zum Wert des Mindestlohns sowie hohe Stundenlöhne von Interesse. Bei perfekter Einhaltung des Mindestlohns und messfehlerfreien Daten dürfte es keine Stundenlöhne unter dem jeweiligen Mindestlohn geben. Der Anteil an Beobachtungen von Stundenlöhnen zum Wert des Mindestlohns müsste entsprechend zunehmen. Veränderungen von höheren Stundenlöhnen über die Zeit können Hinweise auf positive Lohnspillovers oder -kompressionen, ausgelöst durch den Mindestlohn, geben.

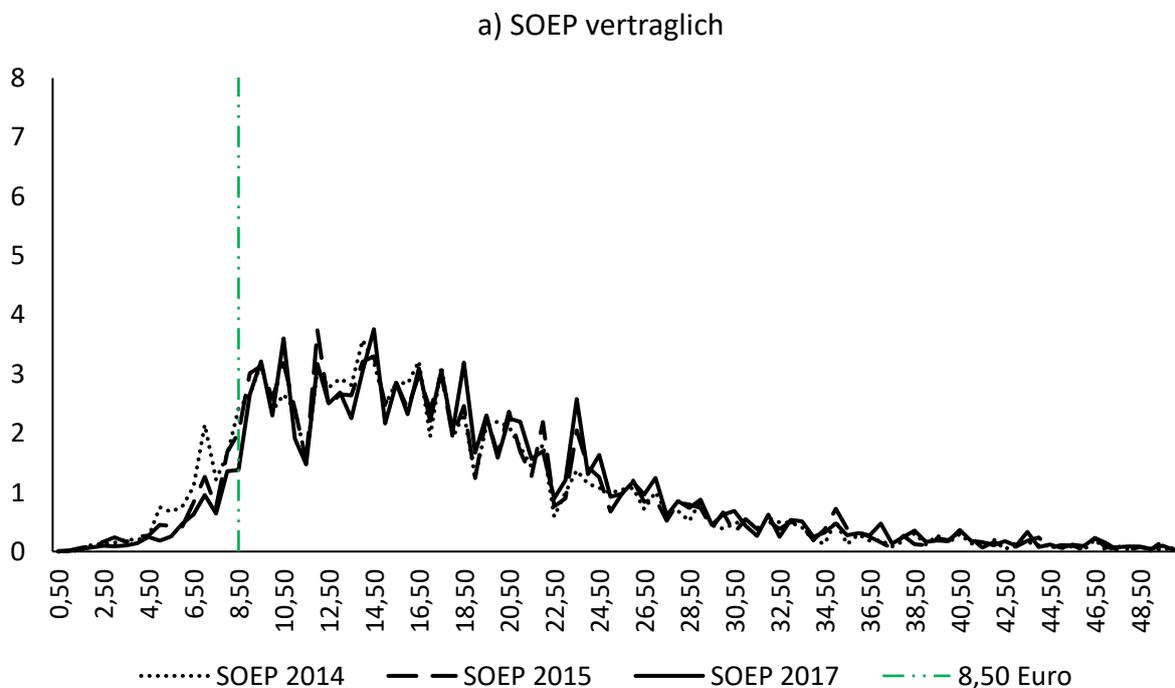
Panel a) der Abbildung 3.1.2 zeigt die Verteilung des vertraglichen und Panel b) des tatsächlichen Stundenlohns des SOEP. Die Punkte geben dabei relative Häufigkeiten von Stundenlohnbeobachtungen, welche in 50-Cent-Gruppen eingeteilt sind, an. Der X-Achsenwert 8,50 beinhaltet demnach Stundenlöhne zwischen 8,50 und 8,99 Euro und damit die Stundenlohnhöhen der Mindestlohneinführung und -erhöhung. Über die Jahre 2014, 2015 und 2017 ist im SOEP lediglich eine relativ kleine Verlagerung im niedrigen Stundenlohnbereich nach rechts zu erkennen und somit kein deutliches Wegfallen der niedrigsten Stundenlöhne. Direkt am Mindestlohn und knapp darüber kommt es zudem zu keiner Ballung, wie es bei Einhaltung des Mindestlohns zu erwarten wäre.

Nach Einführung des Mindestlohns weist die VSE/VE im Gegensatz zum SOEP eine deutliche Verringerung der Stundenlöhne unterhalb und eine Ballung der Löhne knapp oberhalb der Mindestlohngrenze von 2015 aus, wie Panel c) der Abbildung 3.1.2 zeigt. Im weiteren Zeitverlauf nimmt die Ballung an dieser Mindestlohngrenze etwas ab, jedoch verbleibt auch nach Erhöhung des Mindestlohns auf 8,84 Euro im Jahr 2017 ein wesentlicher Teil der Beobachtungen zwischen 8,50 und 8,99 Euro.

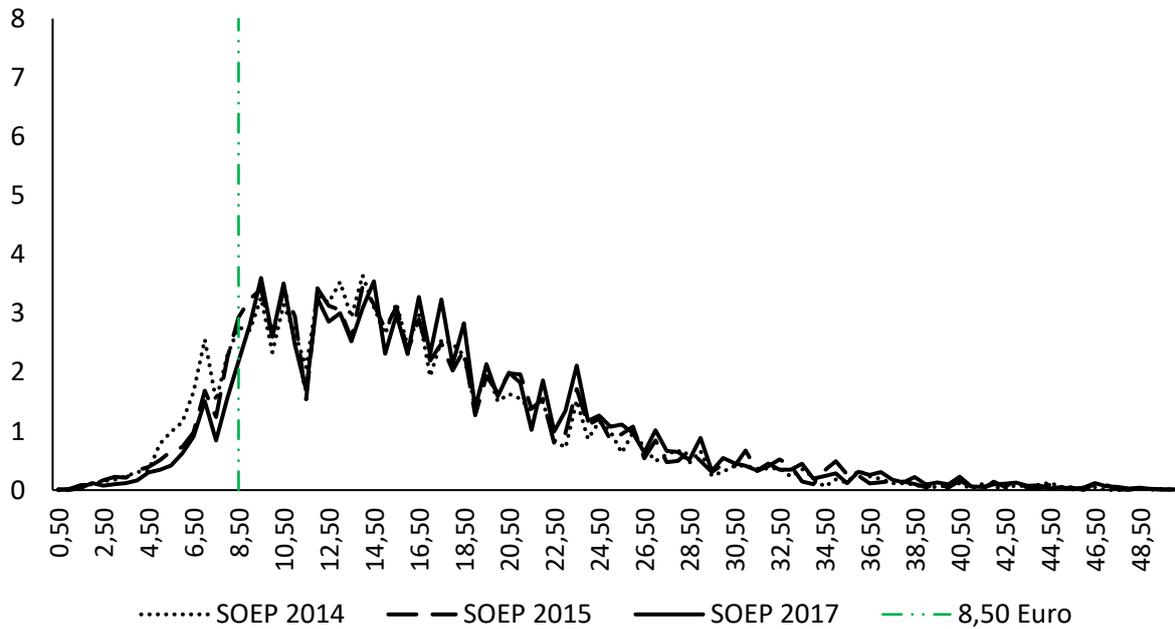
Diese Darstellung stützt die Ergebnisse zum unterschiedlichen Stundenlohnwachstum getrennt für niedrige und höhere Löhne zwischen SOEP und VSE/VE in Tabelle 3.1.1.

Da der Niedriglohnbereich am ehesten direkt vom Mindestlohn betroffen ist, fokussieren wir im nächsten Schritt auf die ersten 40 Perzentile der Stundenlohnverteilung. Zudem haben die vorangegangenen Analysen aufgezeigt, dass hier die Unterschiede zwischen SOEP und VSE/VE am größten sind. Wir folgen der Vorgängerstudie Burauel et al. (2018) und verwenden Pen's Paraden, welche die Entwicklung der Stundenlöhne anhand durchschnittlicher Stundenlöhne je Stundenlohnperzentil für die Jahre 2014, 2015 und 2017 abbilden.

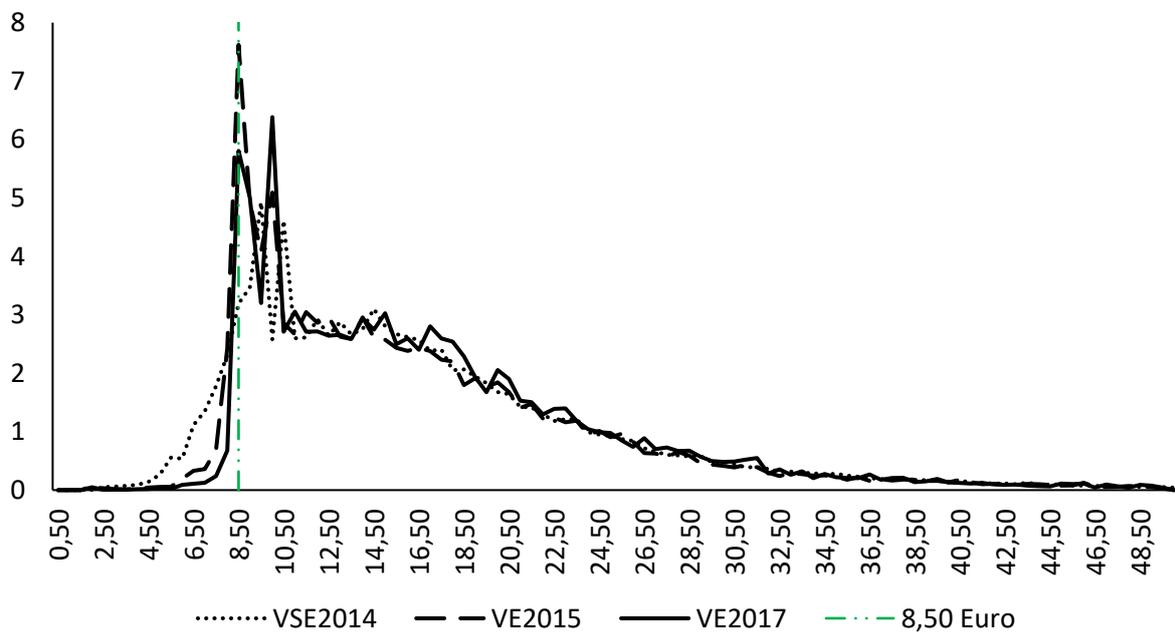
Abbildung 3.1.2
Verteilung der Stundenlöhne nach Jahren
 in % (y-Achse) pro Stundenlohnklasse (x-Achse)



b) SOEP tatsächlich



c) VSE/VE



Quellen: SOEP.v34, VSE 2014, VE 2015 und VE 2017. – Anmerkungen: Stundenlöhne in 50-Cent-Klassen von 0 bis 50 Euro gruppiert. Die vertikale Linie beim X-Achsenwert 8,50 markiert Stundenlöhne zwischen 8,50 und 8,99 Euro und damit sowohl den in den Jahren 2015 und 2016 geltenden Mindestlohn als auch den im Jahr 2017 geltenden Mindestlohn. Gewichtete Ergebnisse. Basierend auf der Querschnittsstichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3.

Im Stundenlohnbereich zwischen 8,50 und 12,00 Euro ist in der VSE/VE eine Verschiebung nach links, also eine Lohnabnahme, über die Zeit zu erkennen. Im SOEP nehmen die Anteile hingegen etwas zu. Bei höheren Stundenlöhnen gibt es in beiden Datensätzen nur marginale Veränderungen.

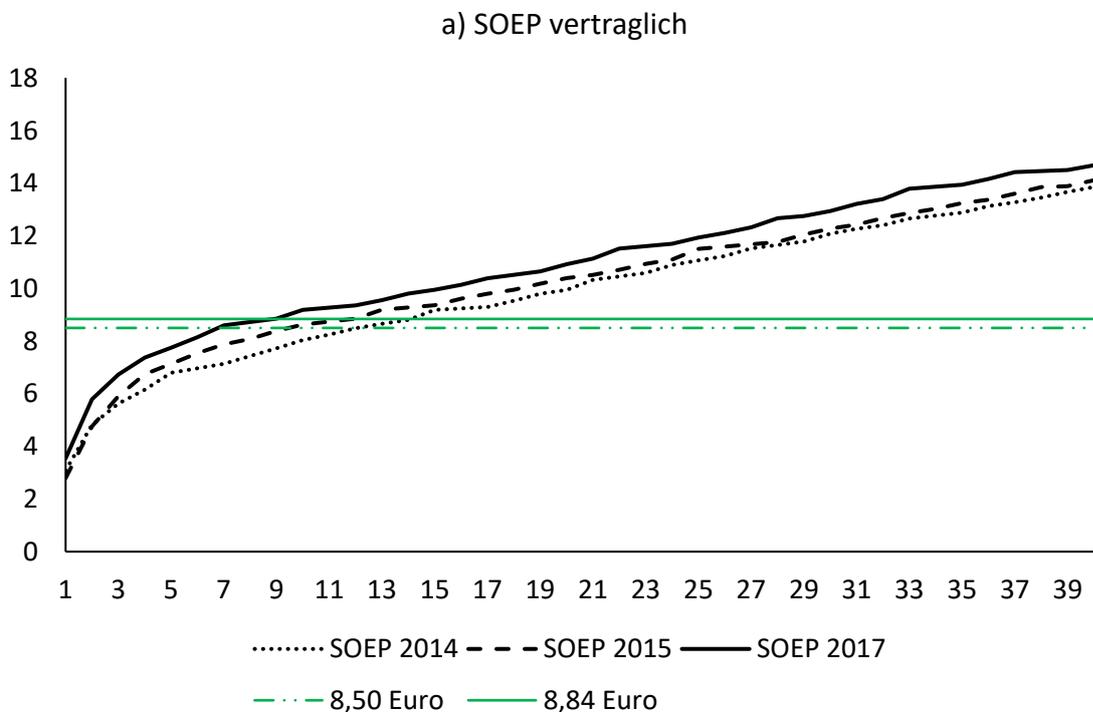
Panel a) Abbildung 3.1.3 zeigt, dass der vertragliche Stundenlohn des SOEP für jedes Perzentil im Jahr 2017 über den Stundenlöhnen im Jahr 2015 liegt, welche sich wiederum über jenen des Jahres 2014 befinden. Die Abbildung ist konsistent mit den bisherigen Analysen. So steigen insgesamt die Stundenlöhne über die Zeit. 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 Tabelle 2.5.1 und Abbildung 3.1.2 zeigt diese Darstellung, dass im SOEP auch nach der Mindestlohneinführung viele Beschäftigte weiterhin weniger als den Mindestlohn verdienten, auch wenn sich die Schnittpunkte im Zeitverlauf etwas nach links verschieben, also weniger Beschäftigte über die Jahre von einer Mindestlohnunterschreitung betroffen waren. Für den tatsächlichen Stundenlohn in Panel b) ist ein ähnliches Bild erkennbar.

Die Entwicklungen der VSE/VE in Panel c) sind qualitativ ähnlich denen im SOEP. Die Stundenlöhne steigen je Perzentil im Zeitverlauf. Allerdings ist der Einfluss der Mindestlohneinführung auf Stundenlöhne unterhalb des Mindestlohns deutlich ausgeprägter, auch wenn nicht alle Stundenlöhne über das Mindestlohnniveau gehoben wurden. Im Jahr vor der Mindestlohneinführung liegen die Stundenlöhne der VSE und des SOEP in den untersten Perzentilen noch sehr nah aneinander (Vergleich zwischen Panel a) und Panel 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 einem Wegfall vieler Beobachtungen unter dem Mindestlohn gleichkommt.

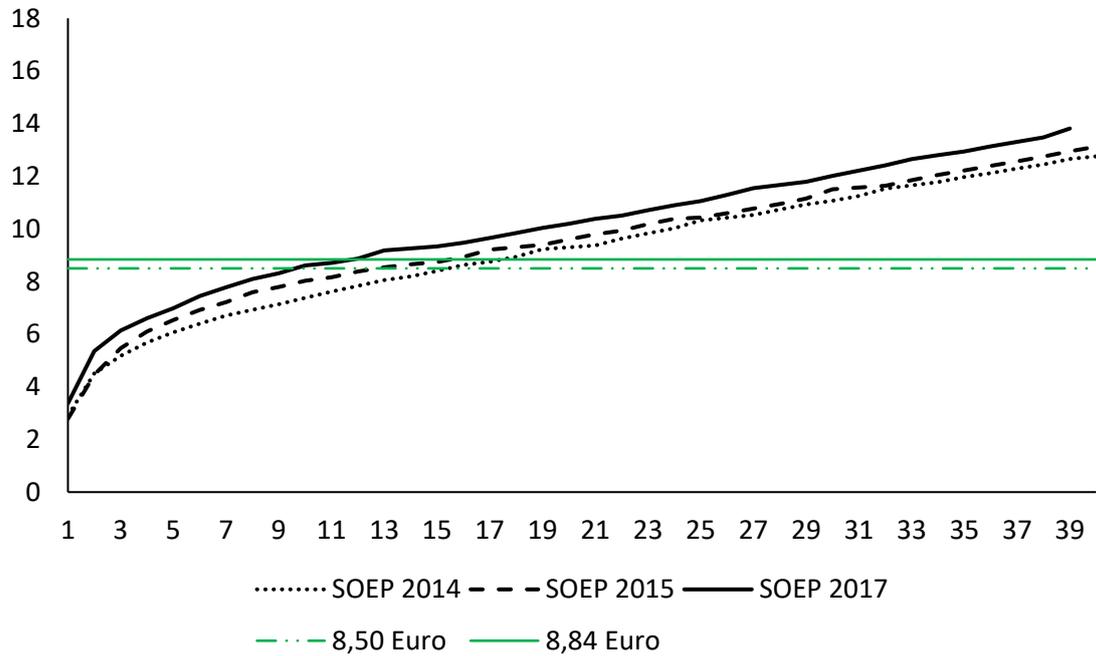
Abbildung 3.1.3

Pen's Paraden der Stundenlöhne nach Jahren

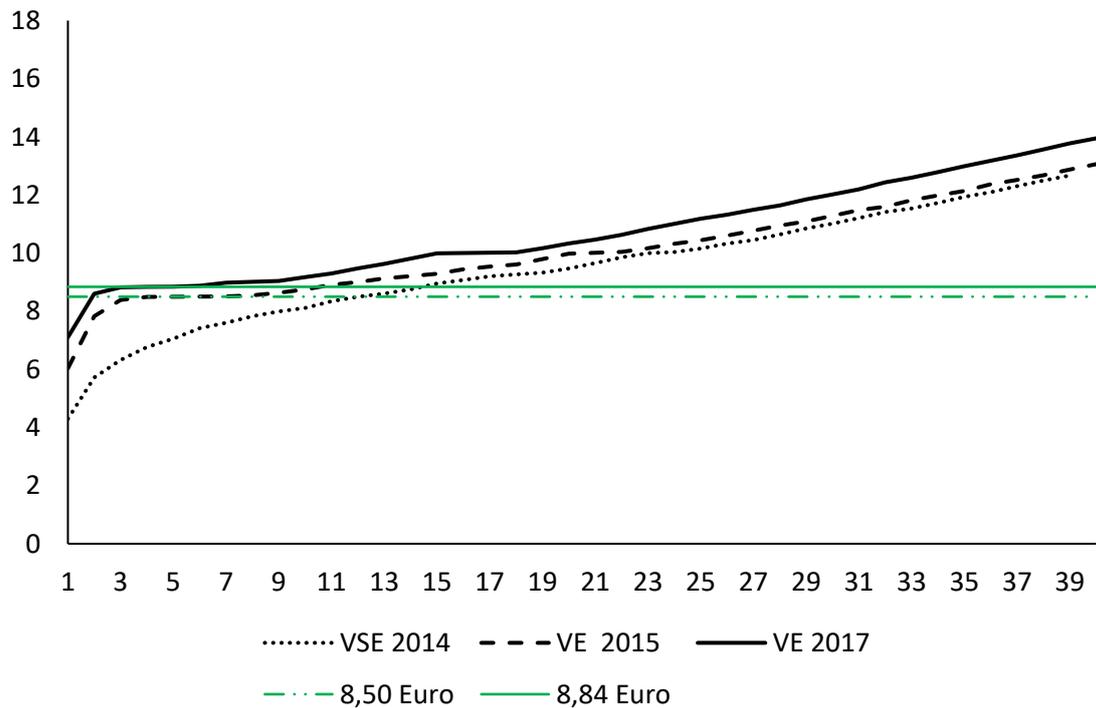
in Euro (y-Achse) pro Perzentil (x-Achse)



b) SOEP tatsächlich



c) VSE/VE



Quellen: SOEP.v34, VSE 2014, VE 2015 und VE 2017. – Anmerkungen: Gewichtete Ergebnisse. Basierend auf der Querschnittsstichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3.

In der Gegenüberstellung von SOEP und VE in den Jahren 2015 und 2017 fällt zusätzlich das flachere Profil der Pen's Paraden der VE über die Perzentile der Stundenlohnverteilung auf. Dies deutet auf eine kleinere Varianz im Niedriglohnbereich in der VE hin. Im Vergleich zum Jahr 2014 ist die Verschiebung der Stundenlöhne, die über den geltenden Mindestlöhnen in den Jahren 2015 und 2017 lagen, in beiden Datensätzen sehr ähnlich.¹⁵

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 (Personen in Minijobs) untersucht. Geringfügig Beschäftigte erhalten vergleichsweise niedrige Stundenlöhne und sind deshalb stark vom Mindestlohn betroffen. Außerdem ist, wie Kapitel 2 zeigt, der Anteil geringfügig Beschäftigter in der VSE/VE deutlich höher als im SOEP. Die Betrachtung soll daher Aufschluss darüber geben, inwiefern diese stark vom Mindestlohn betroffene Personengruppe die Diskrepanzen zwischen den Datensätzen erklären kann.

Abbildung 3.1.4 weist die Stundenlohnentwicklung für die ersten 80 Perzentile anhand von Pen's Paraden für geringfügig Beschäftigte für die Jahre 2014, 2015 und 2017 aus. Panel a) und Panel b) bilden die Zahlen für den vertraglichen und tatsächlichen Stundenlohn des SOEP ab, Panel c) stellt hingegen den VSE/VE Stundenlohn dar. Die bisher präsentierten Erkenntnisse über die Unterschiede zwischen den Datensätzen und über die Entwicklungen im Zeitverlauf werden hier bestätigt. Die Stundenlohnprofile 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. Die Abbildung zeigt zudem, dass im SOEP der Anteil an Stundenlöhnen unterhalb des Mindestlohns für geringfügig Beschäftigte besonders hoch war. So lag er im Jahr 2017 für geringfügig Beschäftigte bei ca. 40 Prozent, bei allen Beschäftigten hingegen bei ca. 7 Prozent.

Weitere Heterogenitätsanalysen für sozialversicherungspflichtig Beschäftigte und getrennt für Arbeitnehmerinnen und Arbeitnehmer in Ost- und Westdeutschland sind in den Anhangabbildungen A 3.1.3 und A 3.1.4 dargestellt. In allen Analysen sind die oben beschriebenen Unterschiede zwischen SOEP und VSE/VE sowie in der zeitlichen Entwicklung erkennbar. Die Mindestlohnunterschreitungsraten waren bei sozialversicherungspflichtig Beschäftigten und für Beschäftigte mit Wohnsitz in Westdeutschland nach 2015 etwas niedriger als in der Gesamtbetrachtung, wohingegen sie für Beschäftigte mit Wohnsitz in Ostdeutschland etwas höher lagen.

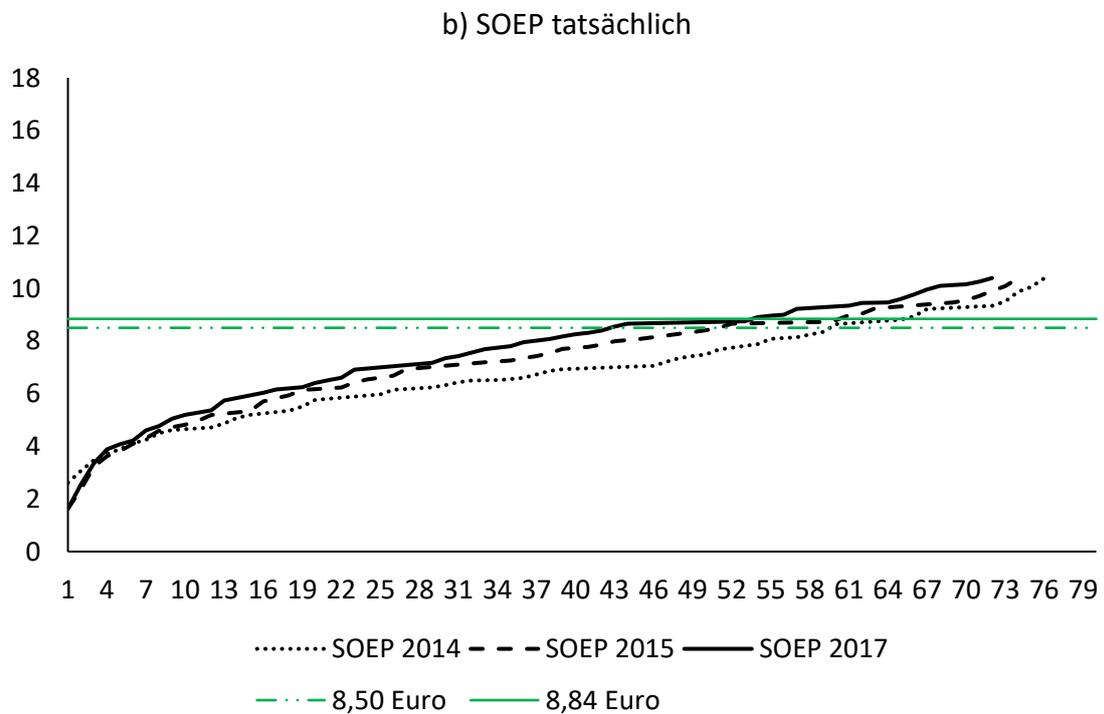
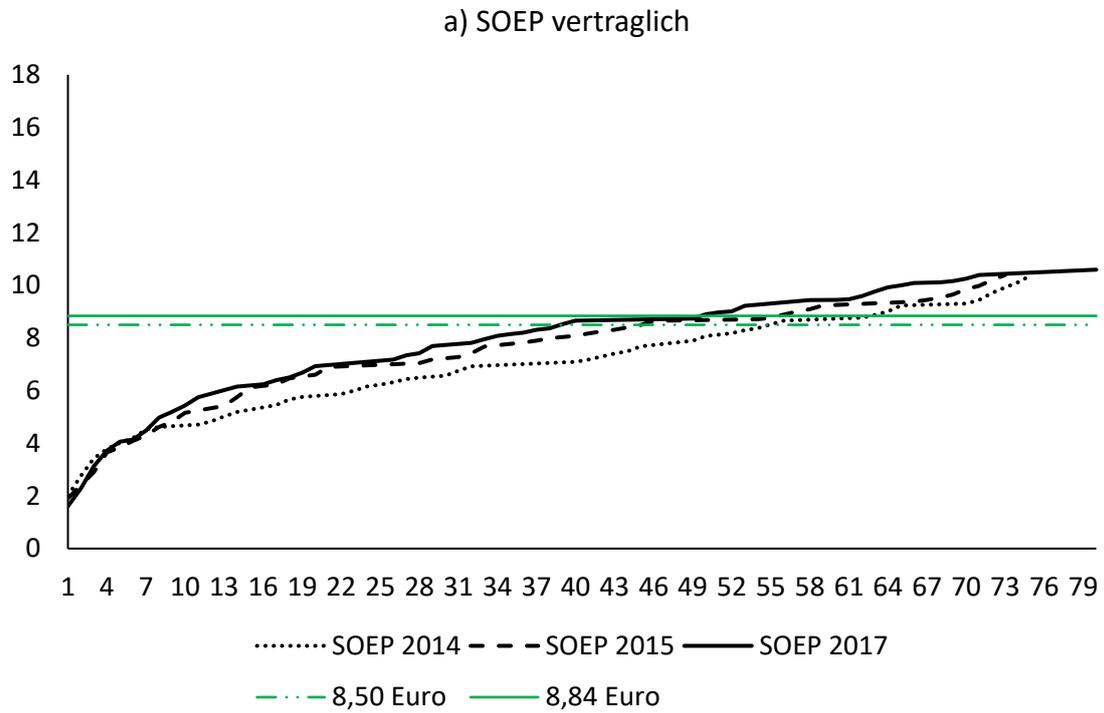
Lohnungleichheit

Wie im Literaturüberblick im Kapitel 2.1 ausgeführt, zeigen internationale wie auch deutsche Studien, dass die Einführung oder Erhöhung von Mindestlöhnen die allgemeine Lohnungleichheit verringert. Laut Lesch/Schröder (2016), Schubert et al. (2016) und Burauel et al. (2018) ist der Rückgang der Lohnungleichheit in Deutschland durch eine Kompression im unteren Teil der Lohnverteilung induziert.

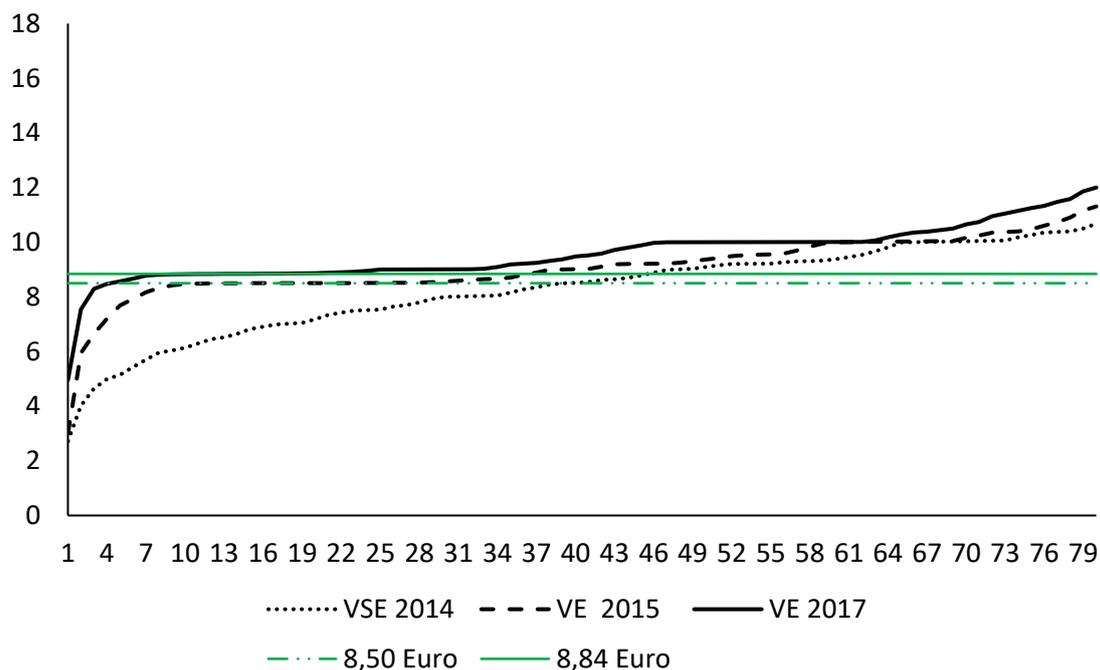
¹⁵ Sonderzahlungen sind ein mindestlohnrelevanter Lohnbestandteil, daher präsentiert Anhangabbildung A 3.1.2 eine analoge Darstellung für Stundenlöhne im SOEP und der VSE/VE mit und ohne Sonderzahlungen für das Jahr 2015. Die Hinzurechnung von Sonderzahlungen zu den Stundenlöhnen verändert die Darstellung kaum. Dies bedeutet einerseits, dass Sonderzahlungen im Niedriglohnbereich kaum vorkommen und andererseits, dass sie die Unterschiede zwischen den Datensätzen nicht erklären können. Wir verzichten auf weitere Analysen der Sonderzahlungen als Bestandteil des Stundenlohns, da Sonderzahlungen des Vorjahres abgefragt werden und damit Unschärfe für den Stundenlohn bedeuten. Kapitel 7 beinhaltet eine separate Analyse von Sonderzahlungen.

Abbildung 3.1.4

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



c) VSE/VE



Quellen: SOEP.v34, VSE 2014, VE 2015 und VE 2017. – Anmerkungen: Gewichtete Ergebnisse. Basierend auf der Querschnittsstichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3.

Dieser Abschnitt untersucht die Entwicklung der Stundenlohnungleichheit in Deutschland zwischen den Jahren 2014 und 2017, einem Zeitraum, der die Mindestlohneinführung und -erhöhung umfasst. Dazu berechnen wir für jedes Jahr eine Standardgröße der Messung von Ungleichheit, die mittlere Log-Abweichung (englisch: *mean log deviation*, ab hier: MLD). Je höher der MLD-Wert, desto höher die Stundenlohnunterschiede und damit das Niveau der Lohnungleichheit.

Tabelle 3.1.2 gibt die MLD-Werte für die Stundenlöhne des SOEP und den Stundenlohn der VSE/VE an. Im Zeitraum von 2014 bis 2017 nimmt die Lohnungleichheit in allen Stundenlohnmaßen ab. Für den vertraglichen und tatsächlichen Stundenlohn im SOEP sinkt der Wert relativ gleichmäßig über die Jahre. In der VSE/VE hingegen sind die Rückgänge vom Jahr 2014 auf das Jahr 2015 bei der Mindestlohneinführung und vom Jahr 2016 auf das Jahr 2017 der Mindestlohnerhöhung größer als der Rückgang vom Jahr 2015 auf das Jahr 2016. Insgesamt bestätigt die Analyse beider Datensätze eine Verringerung der Stundenlohnungleichheit im Zuge der Mindestlohneinführung und -erhöhung.

Tabelle 3.1.2

Stundenlohnungleichheit nach Jahren in Euro

	2014	2015	2016	2017
SOEP				
Vertraglich	0,127	0,126	0,123	0,119
Tatsächlich	0,120	0,119	0,114	0,112
Beobachtungen	12.323	11.918	11.091	12.800
VSE/VE				
Beobachtungen	980.806	93.210	92.899	100.912

Quellen: SOEP.v34, VSE 2014, VE 2015-2017. – Anmerkungen: MLD (mean log deviation) Koeffizienten. Gewichtete Ergebnisse. Basierend auf der Querschnittsstichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3.

Zusammenfassung

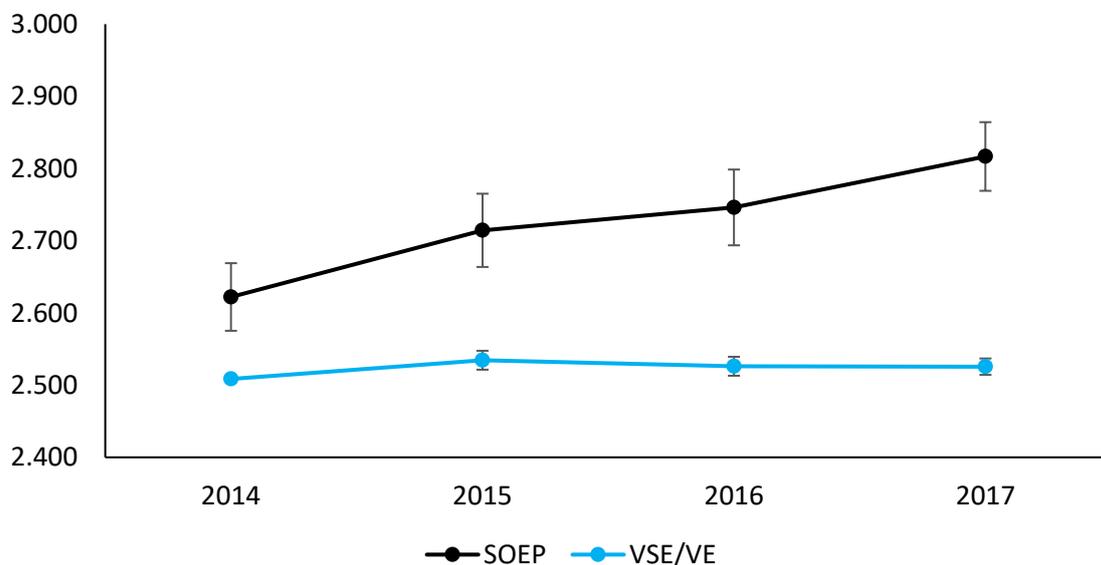
Der Querschnittvergleich der Stundenlöhne des SOEP und der VSE/VE über den Zeitraum von 2014 bis 2017 zeigt auf, dass das positive Stundenlohnwachstum im Zeitverlauf in beiden Datensätzen auf verschiedenen Lohnbereichen beruht. Im SOEP weist der untere Stundenlohnbereich ein schwächeres Lohnwachstum auf als in der VSE/VE. Insbesondere geringfügig Beschäftigte sind von kleinen Lohnerhöhungen betroffen. Ursachen für diese unterschiedliche Entwicklung können entweder tatsächliche Unterschreitungen des Mindestlohns im SOEP oder Messfehler im SOEP oder der VSE/VE sein. Dies wird in Kapitel 4 eingehend untersucht. Des Weiteren sinkt mit der Einführung und Erhöhung des Mindestlohns die Stundenlohnungleichheit in beiden Datensätzen.

3.2 Monatslohn

In diesem Kapitel wird der Monatslohn im Querschnitt über die Jahre 2014 bis 2017 zwischen den Datensätzen SOEP und VSE/VE verglichen. Dieser Zeitraum beinhaltet das Jahr vor der Mindestlohneinführung und die folgenden 3 Jahre, die die Einführung und Erhöhung des Mindestlohns umfassen. Die Untersuchung des Monatslohns ermöglicht es, Rückschlüsse auf die Auswirkungen des Mindestlohns auf das Arbeitseinkommen von Beschäftigten zu ziehen. 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 im Folgekapitel 3.3 untersucht.

Abbildung 3.2.1

Durchschnitte der Monatslöhne nach Jahren
in Euro (y-Achse) pro Jahr (x-Achse)



Quellen: SOEP.v34, VSE 2014, VE 2015-2017. – Anmerkungen: Obere und untere Grenzen beziehen sich auf das 95-Prozent-Konfidenzintervall. Gewichtete Ergebnisse. Basierend auf der Querschnittsstichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3.

Operationalisierung der Zielgröße

Der Bruttomonatslohn dient in beiden Datensätzen als Lohnkomponente zur Berechnung des für den Mindestlohn relevanten Stundenlohns (siehe Kapitel 3.1). Wir verwenden ein zwischen SOEP und VSE/VE harmonisiertes Maß des Monatslohns. 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.

Mittelwertanalyse

Der Querschnittsvergleich des Monatslohns beginnt wieder mit der Darstellung des durchschnittlichen Monatslohns des SOEP und der VSE/VE über den Zeitraum 2014 bis 2017.

Die Entwicklungen der mittleren Monatslöhne in SOEP und VSE/VE offenbaren deutliche Unterschiede zwischen den Datensätzen. Abbildung 3.2.1 zeigt, dass die Monatslöhne im SOEP signifikant höher sind als in der VSE/VE. Die 95-Prozent-Konfidenzbänder überschneiden sich in keinem Jahr. Der Abstand zwischen den Monatslöhnen der beiden Datensätze nimmt im Zeitverlauf markant zu. Während der Monatslohn in der VSE/VE zwischen den Jahren 2014 bis 2017 auf einer Höhe von knapp über 2500 Euro stagniert, steigt er im SOEP von 2622 Euro um fast 200 Euro auf 2817 Euro.

Ähnlich zu den Stundenlohnauswertungen ist im SOEP das Monatslohnwachstum im Jahr der Mindestlohneinführung 2015 und im Jahr der Mindestlohnerhöhung 2017 höher als im Jahr 2016, in dem es keine Anpassung des gesetzlichen Mindestlohns gab. Dieses Ergebnis kann als ein erster deskriptiver Befund über die Auswirkungen des Mindestlohns auf den Monatslohn interpretiert werden, den es weiter zu untersuchen gilt. Auch andere Einflüsse können dieses Wachstum ausgelöst haben. Eine vertiefende kausale Analyse dazu wird in Kapitel 5.1 durchgeführt. In der VSE/VE ist eine derartige Entwicklung nicht zu beobachten.

Eine differenzierte Darstellung des Monatslohns im Zeitverlauf bietet Tabelle 3.2.1. Diese weist durchschnittliche Monatslöhne getrennt für Arbeitnehmerinnen und Arbeitnehmer aus, die im jeweils betrachteten Jahr Stundenlöhne unter oder über dem geltenden Mindestlohn bezogen. Im Jahr 2014 wenden wir für die Vergleichbarkeit mit den Folgejahren eine Grenze von 8,50 Euro an. Damit können wir Monatslohnentwicklungen im niedrigen und höheren Stundenlohnbereich betrachten.

Tabelle 3.2.1

Durchschnitte und Standardabweichungen der Monatslöhne nach Jahren und Lohngruppen in Euro

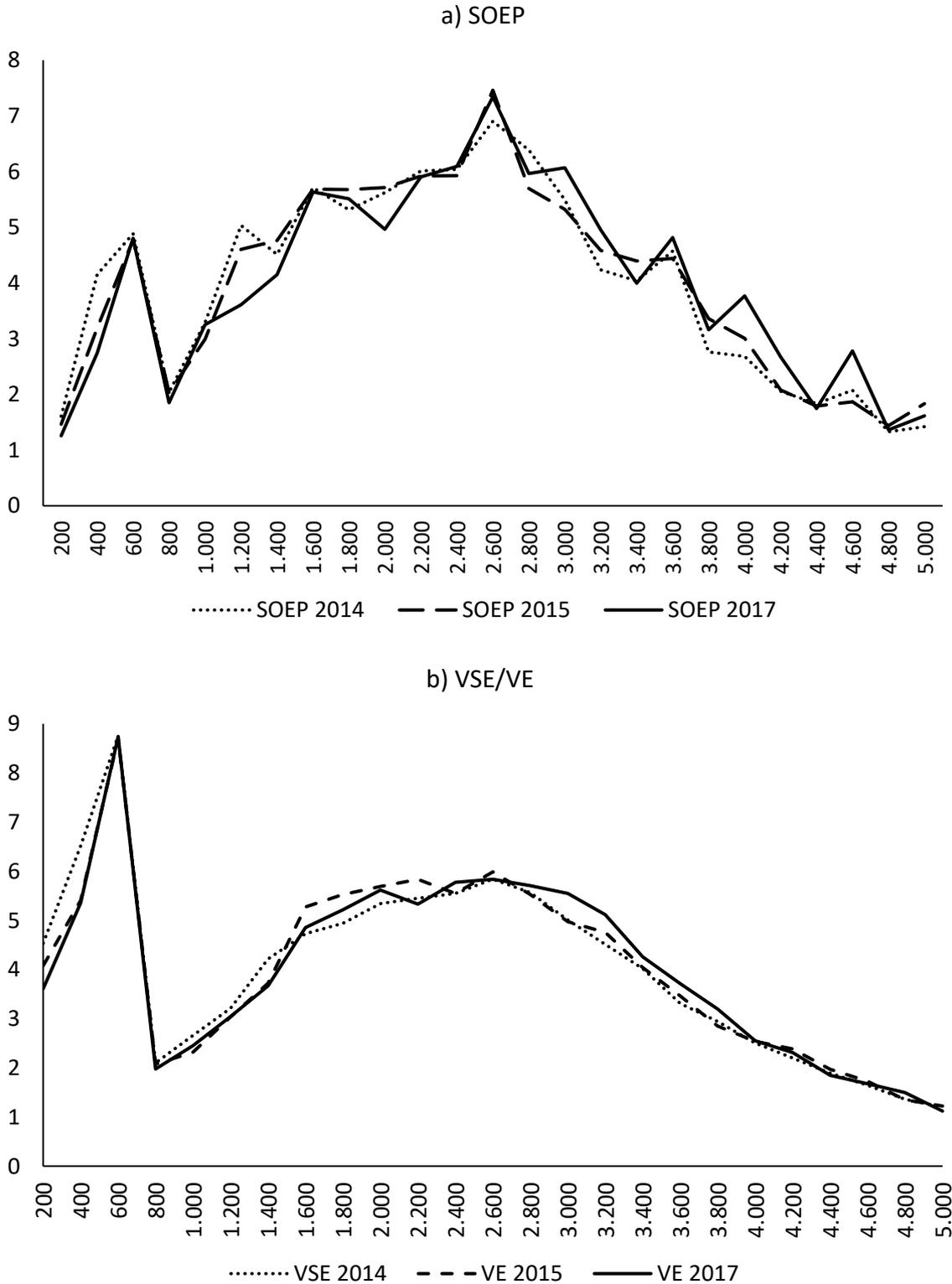
	2014		2015		2016		2017	
	<8,50	>=8,50	<8,50	>=8,50	<8,50	>=8,50	<8,84	>=8,84
SOEP	750,06 (446,74)	2.869,24 (1.627,65)	736,87 (444,34)	2.910,70 (1.675,41)	713,07 (442,54)	2.916,71 (1.792,00)	799,93 (487,42)	3.004,28 (1.720,40)
Beobachtungen	1.587	10.736	1.199	10.719	972	10.119	1.266	11.534
VSE/VE	596,46 (456,23)	2.716,89 (2.076,95)	612,92 (471,56)	2.616,74 (2.025,56)	598,75 (461,07)	2.596,85 (2.030,42)	662,42 (497,13)	2.565,31 (1.823,08)
Beobachtungen	112.774	868.032	5.731	87.479	5.933	86.966	1.229	99.683

Quellen: SOEP.v34, VSE 2014, VE 2015-2017. – Anmerkungen: Im SOEP erfolgt die Einteilung in Stundenlöhne unter-/oberhalb von 8,50 Euro bzw. 8,84 Euro mittels vertraglicher Stundenlöhne. Standardabweichungen in Klammern ausgewiesen. Gewichtete Ergebnisse. Basierend auf der Querschnittsstichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3.

Abbildung 3.2.2

Verteilung der Monatslöhne nach Jahren

in % (y-Achse) pro Monatslohnklasse (x-Achse)



Quellen: SOEP.v34, VSE 2014, VE 2015 und VE 2017. – Anmerkungen: Monatslöhne in 200-Euro-Klassen von 0 bis 5.000 Euro gruppiert. Gewichtete Ergebnisse. Basierend auf der Querschnittsstichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3.

Der Monatslohn für Beschäftigte mit einem Stundenlohn unterhalb von 8,50 Euro liegt im Jahr 2014 laut SOEP bei 750 Euro und sinkt auf 713 Euro im Jahr 2016. Die Monatslöhne im höheren Stundenlohnbereich wachsen im gleichen Zeitraum um 48 Euro von 2869 Euro auf 2917 Euro. Die Entwicklung des Monatslohns über die Jahre 2014 bis 2016 fällt somit im SOEP analog zur Veränderung der Stundenlöhne aus (Kapitel 3.1). Monatslohnerhöhungen sind demnach im Bereich von Stundenlöhnen über dem Mindestlohn zu beobachten und weniger unterhalb. Die VSE hingegen weist mit 2 Euro ein geringes Monatslohnwachstum im niedrigen Stundenlohnbereich aus, und ein stark negatives von 120 Euro im höheren Bereich. Dieser Monatslohnrückgang kann mit der Ballung von Stundenlöhnen nach der Mindestlohneinführung an der 8,50-Euro-Schwelle zusammenhängen (Kapitel 3.1), welche den Anteil relativ niedriger Monatslöhne im höheren Monatslohnbereich anhebt und somit zu einem negativen Lohnwachstum führen kann. Die Stagnation der mittleren Bruttomonatslöhne in der VSE/VE erklärt sich daher durch eine Kompression der Lohnverteilung, wobei sich niedrige und hohe Monatslöhne aufeinander zubewegen. Zudem ergibt sich daraus, dass das Stundenlohnwachstum (Tabelle 3.1.1) im untersten Stundenlohnbereich weniger auf eine Steigerung des Monatslohns, sondern eher auf eine Verkürzung der Arbeitszeit zurückzuführen ist. Dieser Zusammenhang wird in Tabelle 3.3.1 des Folgekapitels bestätigt.

Für das Jahr 2017 unterteilen wir die Arbeitnehmerinnen und Arbeitnehmer entsprechend dem geltenden Mindestlohn von 8,84 Euro. Im SOEP steigen Monatslöhne von Beobachtungen mit niedrigen und höheren Stundenlöhnen vom Jahr 2016 auf das Jahr 2017 in ähnlichem Maße, während sich in der VSE/VE die Lohnkompression verstetigt.

Die bisherigen Analysen zeigen insgesamt, dass das positive Monatslohnwachstum im SOEP zwischen den Jahren 2014 bis 2017 im Querschnitt, analog zur Entwicklung des Stundenlohns, eher im mittleren und oberen Stundenlohnbereich erzeugt wird. In der VSE/VE stagniert der Monatslohn und es gibt Hinweise für eine Lohnkompression.

Verteilungsanalyse

Im Folgenden werten wir Veränderungen im Monatslohn des SOEP und der VSE/VE entlang der gesamten Monatslohnverteilung für das Jahr vor der Mindestlohneinführung 2014, das Jahr der Mindestlohneinführung 2015 und das Jahr der Mindestlohnerhöhung 2017 aus. Dies ermöglicht eine vertiefte Analyse der unterschiedlichen Monatslohnentwicklungen im Zeitverlauf im SOEP und in der VSE/VE.

In Abbildung 3.2.2 wird die Monatslohnverteilung beider Datensätze bis zu einem Monatslohn von 5.000 Euro für die Jahre 2014, 2015 und 2017 dargestellt. Die Punkte geben die relative Häufigkeit jeder Lohngruppe, die Monatslöhne in 200 Euro Schritten umfassen, an. Im SOEP (Panel a) ist über alle Jahre eine ausgeprägte Häufung zwischen 400 Euro und 600 Euro zu erkennen, die durch die Geringfügigkeitsgrenze von 450 Euro erklärt werden kann.¹⁶ Eine zweite Häufung befindet sich im Bereich von 2400 Euro und 2800 Euro, was in etwa dem mittleren Monatslohn in Abbildung 3.2.1 entspricht. Der ebendort beschriebene Anstieg der Monatslöhne über die Zeit ist in Abbildung 3.2.2 Panel a), abgesehen von den Extrempunkten, durch eine leichte Verlagerung der gesamten Lohnverteilung in Richtung höherer Löhne, also nach rechts, zu erkennen.

Die Ballung an der Geringfügigkeitsgrenze ist im Monatslohn der VSE/VE (Panel b) ausgeprägter als im SOEP. Dies liegt an der höheren Anzahl geringfügig Beschäftigter in der VSE/VE (siehe Tabelle 2.4.1). Mit der Mindestlohneinführung im Jahr 2015 kommt es zu einem Anstieg der relativen Häufigkeiten zwischen 1400 und 2400 Euro. Der Anstieg in der Kategorie 1400 bis 1600 Euro könnte durch den Lohnanstieg von ehemals vollzeitarbeitenden und unter 8,50 Euro verdienenden Personen auf den

¹⁶ Zur vereinfachten Darstellung wurde die Verteilung der Monatslöhne in 200-Euro-Kategorien eingeteilt, weswegen Personen mit einem Monatsverdienst von 450 Euro in der Kategorie 400 bis 600 Euro zu finden sind.

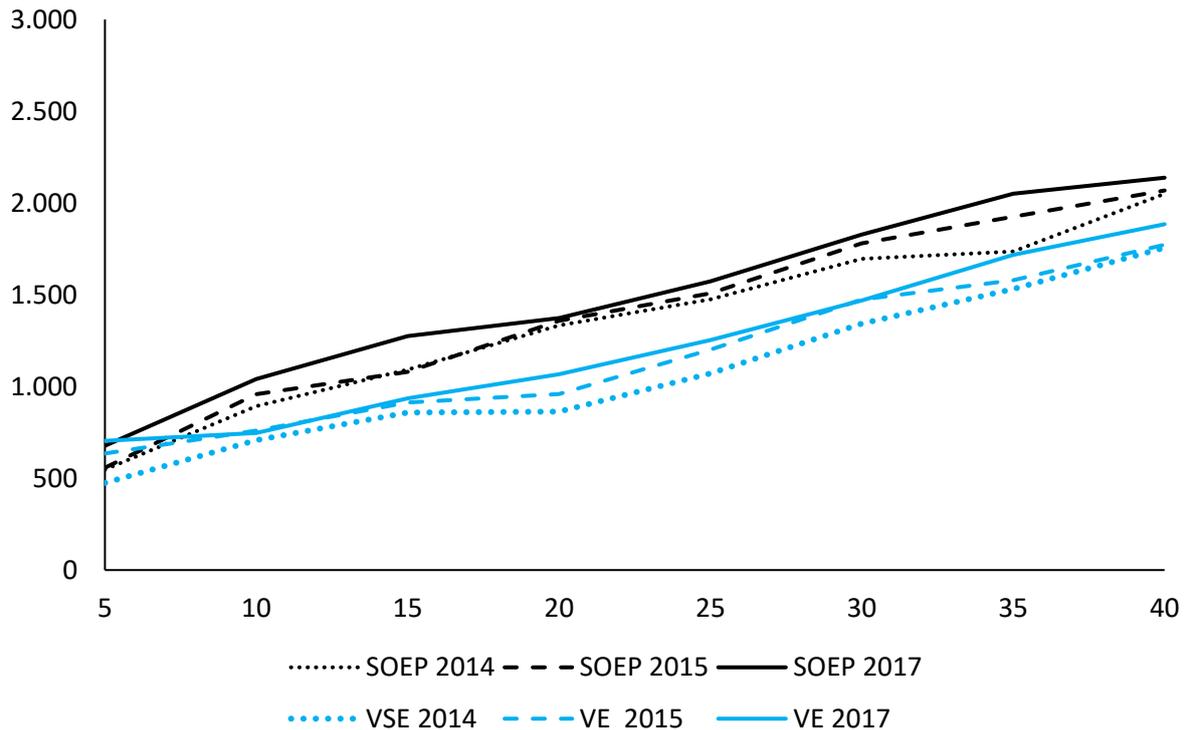
Mindestlohn erklärt werden. Deren rechnerischer Monatslohn beträgt 1472 Euro.¹⁷ In den oberen Lohnbereichen ergeben sich zunächst keine Veränderungen. Im Jahr 2017, dem Jahr der Mindestlohnerhöhung, ist ab einem Monatslohn von 2800 Euro bis 4000 Euro hingegen eine leichte Verschiebung nach rechts zu erkennen.

Diese Untersuchung verdeutlicht, dass es im SOEP im Gegensatz zur VSE/VE zu stärkeren Monatslohnzuwächsen entlang der gesamten Verteilung gekommen ist, wohingegen in der VSE/VE Monatslohnanstiege vor allem im unteren und mittleren Monatslohnbereich konzentriert sind.

Abbildung 3.2.3

Pen's Paraden der Monatslöhne nach Jahren pro Stundenlohnperzentil

in Euro (y-Achse) pro Stundenlohnperzentil (x-Achse)



Quellen: SOEP.v34, VSE 2014, VE 2015 und VE 2017. – Anmerkungen: Vertraglicher Stundenlohn. Die Stundenlöhne werden in 5-Prozent-Perzentilen gruppiert. Gewichtete Ergebnisse. Basierend auf der Querschnittsstichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3.

In der nächsten Analyse wird der Monatslohn im Niedrigstundenlohnbereich für die Jahre 2014, 2015 und 2017 betrachtet. Hierzu stellen wir durchschnittliche Monatslöhne anhand von Pen's Paraden für die ersten 40 Perzentile der Stundenlohnverteilung dar.¹⁸ 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.

Abbildung 3.2.3 zeigt zunächst, dass sowohl im SOEP als auch in der VSE/VE ein höherer Stundenlohn mit einem höheren Monatslohn einhergeht. Übereinstimmend mit Abbildung 3.2.1 ist der Monatslohn über alle Stundenlohnperzentile und Jahre hinweg in der VSE/VE niedriger als jener im SOEP. Zwischen

¹⁷ Diese Hypothese kann nicht geprüft werden, da die VSE/VE nicht als Längsschnitt vorliegt.

¹⁸ Im Unterschied zu Kapitel 3.1 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.

den Jahren 2014 und 2015 verändert sich der Monatslohn im SOEP im unteren Stundenlohnbereich wenig. Erst ab dem 30. Stundenlohnperzentil ist eine Zunahme in den durchschnittlichen Monatslöhnen zu erkennen. In der VSE/VE ist das Gegenteil der Fall. Die größte Verschiebung des Monatslohns nach oben besteht für das 5. Perzentil. Des Weiteren sind höhere Monatslöhne bis zum 35. Stundenlohnperzentil zu beobachten, danach nicht mehr. Die Entwicklung in den Monatslöhnen zwischen den Jahren 2015 und 2017 ist in beiden Datensätzen ähnlich und weist eine leichte Erhöhung über alle Stundenlohnperzentile auf. Auffällig ist, dass nun auch im SOEP der Monatslohn im ganz niedrigen Stundenlohnbereich steigt. Diese Ergebnisse decken sich mit den Schlussfolgerungen aus Tabelle 3.2.1 und aus dem Stundenlohnkapitel. Das SOEP und die VSE/VE unterscheiden sich demnach insbesondere im niedrigen Stundenlohnbereich.

Heterogenitätsanalysen

In diesem Abschnitt wird die Entwicklung der Monatslöhne im Niedriglohnbereich im SOEP und in der VSE/VE nach Art der Beschäftigung und Region analysiert. Dies ermöglicht eine vertiefende Untersuchung der Gründe für die Unterschiede zwischen den Datensätzen im Zeitverlauf.

Anhangabbildung A 3.2.1 präsentiert die Pen's Paraden des Monatslohns entlang von Stundenlohnperzentilen getrennt für geringfügig und sozialversicherungspflichtig Beschäftigte für die Jahre 2014, 2015 und 2017, wobei für erstere die Stundenlohnverteilung bis zum 80. Perzentil und für zweitere bis zum 40. Perzentil dargestellt ist. Bei geringfügig Beschäftigten (Panel a) und b)) ergibt sich über den betrachteten Abschnitt der Stundenlohnverteilung eine größere Variation im Monatslohn als bei sozialversicherungspflichtig Beschäftigten (Panel c) und d)). Dies ist vor allem auf die Minijob-Verdienstgrenze von 450 Euro pro Monat zurückzuführen.¹⁹ Die VSE/VE weist bei beiden Beschäftigungsformen in den untersten Stundenlohnbereichen analog zur Gesamtbetrachtung in Abbildung 3.2.3 die größten Monatslohnzuwächse über die Zeit aus. Im SOEP ist zu erkennen, dass der vorherig beschriebene Lohnanstieg im Jahr 2017 vor allem sozialversicherungspflichtig Beschäftigte betrifft. Ab dem 10. Stundenlohnperzentil liegen die SOEP und VSE/VE Pen's Paraden der sozialversicherungspflichtig Beschäftigten sehr nah beieinander. Die Abweichung in der Gesamtbetrachtung scheint also eher durch die Monatslohnentwicklungen von Arbeitnehmerinnen und Arbeitnehmer in geringfügiger Beschäftigung zu entstehen.

In Anhangabbildung A 3.2.2 werden die Entwicklungen des Monatslohns separat für West- und Ostdeutschland ausgewiesen. Panel a) und b) zeigen, dass die Unterschiede in der Höhe des Monatslohns zwischen den Datensätzen für Westdeutschland besonders ausgeprägt sind. Diese Abweichungen sind in Panel c) und d) für Ostdeutschland nicht zu erkennen. Hier ist dafür die Erhöhung in der VSE/VE im niedrigen Stundenlohnbereich im Zeitverlauf wesentlich stärker als in Westdeutschland. Dies kann damit erklärt werden, dass der niedrige Stundenlohnbereich in Ostdeutschland in größerem Umfang direkt von der Mindestlohneinführung und der Mindestlohnerhöhung betroffen war.

Lohnungleichheit

Dieser Abschnitt untersucht die Entwicklung der Monatslohnungleichheit in Deutschland zwischen den Jahren 2014 und 2017. Analog zur Stundenlohnbetrachtung wird zur Messung der Ungleichheit die mittlere Log-Abweichung (MLD) verwendet. Je höher der MLD-Wert ausfällt, desto höher sind die Monatslohnunterschiede und damit das Niveau der Lohnungleichheit.

Anhangtabelle A 3.2.1 gibt die jährlichen MLD-Werte für Monatslöhne des SOEP und der VSE/VE an. Im Zeitraum der Jahre 2014 bis 2017 verringert sich die Lohnungleichheit in beiden Monatslohnmaßen.

¹⁹ Im SOEP identifizieren wir Arbeitnehmerinnen und Arbeitnehmer, die einem Minijob nachgehen, über eine Selbstausskunft. Daher kann es vorkommen, dass geringfügig Beschäftigte Monatslöhne über der Verdienstgrenze angeben. Dies erklärt den hohen durchschnittlichen Monatslohn beim 60. Stundenlohnperzentil in Anhangabbildung A 3.2.1.

In der VSE/VE sinkt die Monatslohnungleichheit stärker, insbesondere im Jahr der Mindestlohneinführung. Dies ist konsistent mit dem vorangegangenen Ergebnis der Lohnkompression in der VSE/VE über die Zeit. Das SOEP weist für die Jahre 2015 und 2017, die Jahre der Mindestlohneinführung und Mindestlohnerhöhung, größere Rückgänge in der Monatslohnungleichheit aus als im Jahr 2016. Insgesamt bestärkt diese Analyse das Resultat von Burauel et al. (2018) und deutet eine Verringerung der Monatslohnungleichheit im Zuge der Einführung und Erhöhung des Mindestlohns an.

Zusammenfassung

Der Querschnittvergleich der Monatslöhne des SOEP und der VSE/VE über die Jahre 2014 bis 2017 weist auf deutliche Unterschiede zwischen den Datensätzen hin. So wächst im SOEP der Monatslohn im Zeitverlauf, während er in der VSE/VE stagniert. Zudem gibt es in der VSE/VE Hinweise für eine Lohnkompression, da sich niedrige und hohe Monatslöhne aufeinander zubewegen. Wie beim Stundenlohnvergleich zeigt sich im SOEP im unteren Stundenlohnbereich ein schwächeres Monatslohnwachstum als in der VSE/VE. Den Ursachen dieser unterschiedlichen Entwicklungen wird in Kapitel 4 nachgegangen. Zudem sind die Monatslohnerhöhungen über die Zeit in der VSE/VE im unteren Stundenlohnbereich am deutlichsten ausgeprägt für geringfügig Beschäftigte und Arbeitnehmerinnen und Arbeitnehmer mit Wohnsitz in Ostdeutschland. Letzteres ist auch im SOEP zu beobachten. Somit sinkt mit der Einführung und Erhöhung des Mindestlohns neben der Stundenlohnungleichheit auch die Monatslohnungleichheit in beiden Datensätzen.

3.3 Arbeitszeit

Nachdem in Kapitel 3.2 die Unterschiede in den Monatslöhnen als Ursache für die beobachteten Abweichungen in den Stundenlöhnen zwischen dem SOEP und der VSE/VE betrachtet wurden, steht im folgenden Kapitel die Komponente der Arbeitszeit und dessen Entwicklung im Mittelpunkt. 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 -erhöhung reagieren können. Betriebe ziehen Anpassungen der Arbeitszeit in der Regel Kündigungen vor, da erstgenannte einfacher zu implementieren sind. Letztlich – und im Rahmen der vorliegenden Studie von größter Bedeutung – können Veränderungen in der Arbeitszeit möglicherweise Veränderungen im Stundenlohn erklären. Die Reaktion der Arbeitszeit auf die Einführung und Erhöhung des Mindestlohns ist somit eine der zentralen Fragen im Rahmen der Evaluation des Mindestlohns.

Operationalisierung der Zielgröße

Im SOEP wird sowohl die vertraglich vereinbarte sowie 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 auch Überstunden, die mit Freizeit ausgeglichen werden können. Im Folgenden werden daher beide Arbeitszeitkonzepte für das SOEP verwendet.

In der VSE/VE werden monatlich bezahlte Arbeitsstunden ausgewiesen. Dies entspricht exakt der mindestlohnrelevanten Arbeitszeit, welche sich aus den vereinbarten Arbeitsstunden und bezahlten Überstunden zusammensetzt. 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 2017, dem Jahr der Mindestlohnerhöhung, wird hier zunächst auf Basis der Querschnittsbeobachtungen des SOEP und der VSE/VE betrachtet. Abbildung 3.3.1 zeigt, dass im SOEP über den betrachteten Zeitraum im Mittelwert kaum

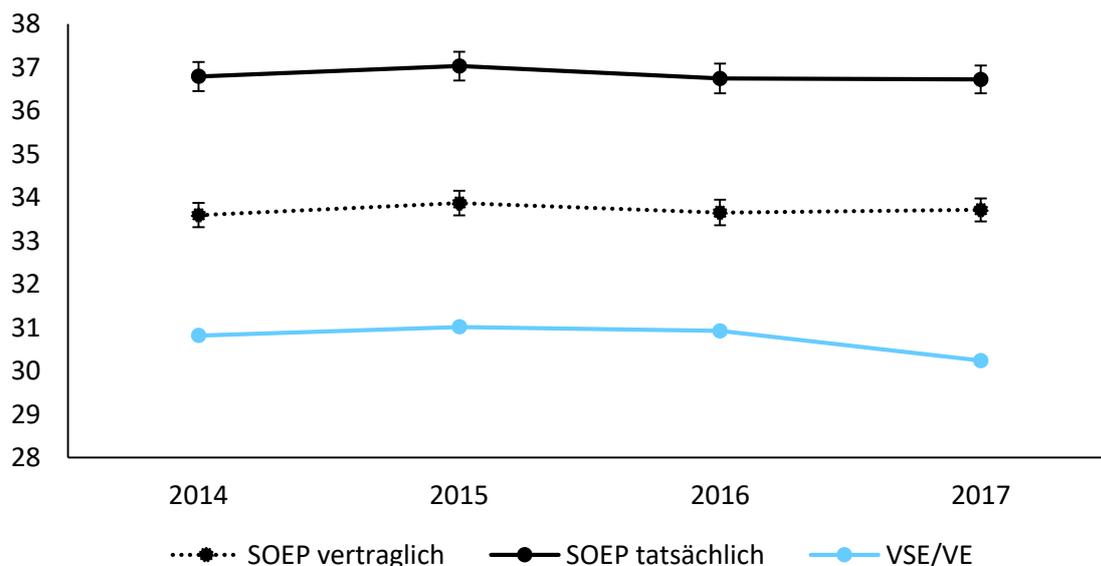
Veränderungen stattgefunden haben. Der Mittelwert der vertraglich vereinbarten Arbeitszeit lag bei knapp unter 34 Stunden (2014: 33,6 Stunden, 2017: 33,7 Stunden), der Mittelwert der tatsächlich angegebenen Arbeitszeit bei etwa 37 Stunden (2014: 36,8 Stunden, 2017: 36,7 Stunden). Die abgebildeten Konfidenzintervalle lassen erkennen, dass die Differenz zwischen den beiden Angaben in allen Jahren signifikant ist. Sie nimmt im Zeitablauf nur minimal ab. Auch in der VSE/VE zeigten sich im Zeitablauf bis 2016 bei der Anzahl der vereinbarten Arbeitsstunden inklusive der bezahlten Überstunden kaum Variationen. Allerdings ist der Wert von knapp unter 31 Stunden im Jahr 2016 auf 30,2 Stunden im Jahr 2017 abgesunken. Insgesamt liegen die Werte der VSE/VE auf einem niedrigeren Niveau als die des SOEP. Im weiteren Verlauf dieses Kapitels wird gezeigt, dass die Differenz zwischen dem SOEP und der VSE/VE für sozialversicherungspflichtig Beschäftigte deutlich kleiner ist als für geringfügig Beschäftigte.

Unterteilt nach Löhnen unterhalb und oberhalb der Mindestlohnschwelle ergibt sich ein etwas differenzierteres Bild. Die Daten des SOEP zeigen, dass die durchschnittliche vertraglich vereinbarte wöchentliche Arbeitszeit von Beschäftigten mit einem Stundenlohn unterhalb der Mindestlohnschwelle ausgehend von 25,8 Stunden 2014, also im Jahr vor Einführung des Mindestlohns, zunächst bis 2016 um eine knappe Stunde abgesunken ist (Tabelle 3.3.1). Im Jahr der Mindestlohnerhöhung, 2017, lag die durchschnittliche vertraglich vereinbarte wöchentliche Arbeitszeit dann für Beschäftigte mit einem Stundenlohn unterhalb des neuen (höheren) Mindestlohns wieder knapp unter dem Niveau von 2014. Für Beschäftigte mit einem Stundenlohn oberhalb des Mindestlohns zeigte sich ein ähnlicher Verlauf. Dies gilt auch für die Entwicklung der durchschnittlichen angegebenen tatsächlichen wöchentlichen Arbeitszeit für Beschäftigte mit einem Stundenlohn unterhalb des Mindestlohns. Allerdings lag der

Abbildung 3.3.1

Durchschnitte der Wochenarbeitszeiten nach Jahren

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



Quellen: SOEP.v34, VSE 2014, VE 2015-2017 – Anmerkungen: Obere und untere Grenzen beziehen sich auf das 95-Prozent-Konfidenzintervall. Gewichtete Ergebnisse. Basierend auf der Querschnittsstichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3.

Wert für 2017 über dem für 2014. Bei Beschäftigten mit Stundenlöhnen oberhalb des Mindestlohns ist im Zeitablauf ein leichtes Absinken der durchschnittlichen angegebenen tatsächlichen Arbeitszeit zu beobachten gewesen.

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 Zeitablauf, 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 19,2 (2014) auf 17,6 Stunden (2016) gesunken. Dies entspricht den in den beiden vorangegangenen Kapiteln dargestellten Sachverhalten für die VSE/VE: Der Stundenlohn ist angestiegen, während der Monatslohn stagnierte. Das Stagnieren des Monatslohns ist somit auf einen Rückgang der Arbeitszeit zurückzuführen. Die Anzahl der vereinbarten Arbeitsstunden inklusive der bezahlten Überstunden ist 2017, im Jahr der Mindestlohnerhöhung, wieder auf 18,7 Stunden gestiegen. Für Beschäftigte mit einem Stundenlohn unterhalb des Mindestlohns könnte es also zu Anpassungsprozessen bei der Arbeitszeit gekommen sein, die aber zwischen 2016 und 2017 wieder rückgängig gemacht wurden, sodass es sich hierbei vermutlich nicht um ein längerfristiges Phänomen handelt.

Bei Beschäftigten mit einem Stundenlohn oberhalb des Mindestlohns zeigt sich in der VSE/VE im Zeitablauf ein Rückgang der durchschnittlichen bezahlten Stunden ohne Überstunden. Der Wert sank von 32,3 Stunden im Jahr 2014 auf 30,7 Stunden im Jahr 2017, womit der Rückgang deutlich größer ausgefallen ist als im SOEP. Somit ist zu erkennen, dass der Rückgang, der sich bereits in Abbildung 3.3.1 gezeigt hat, maßgeblich durch Veränderungen bei Beschäftigten mit einem Stundenlohn oberhalb des Mindestlohns getrieben wurde. Dies deutet darauf hin, dass der Rückgang der Arbeitszeit bis zum Jahr 2017 nicht mit *Non-Compliance* in Verbindung gebracht werden kann, da ansonsten die Veränderungen bei Personen mit einem niedrigen Stundenlohn, insbesondere bei geringfügig Beschäftigten zu beobachten sein sollten.

Tabelle 3.3.1

Durchschnitte und Standardabweichungen der Wochenarbeitszeiten nach Jahren und Lohngruppen in Stunden

	2014		2015		2016		2017	
	<8,50	>=8,50	<8,50	>=8,50	<8,50	>=8,50	<8,84	>=8,84
SOEP								
Vertraglich	25,76 (13,09)	34,63 (9,23)	26,08 (13,74)	34,64 (9,10)	24,92 (13,24)	34,38 (9,39)	25,71 (13,96)	34,46 (9,21)
Tatsächlich	27,06 (14,32)	38,07 (11,02)	27,35 (14,80)	37,99 (10,93)	26,24 (14,42)	37,63 (11,06)	27,26 (15,58)	37,60 (10,98)
Beobachtungen	1.587	10.736	1.199	10.719	972	10.119	1.266	11.534
VSE/VE								
	19,16 (13,78)	32,31 (11,76)	17,90 (13,50)	31,83 (12,14)	17,56 (13,28)	31,63 (11,92)	18,71 (13,91)	30,70 (12,06)
Beobachtungen	112.774	868.032	5.731	87.479	5.933	86.966	1.229	99.683

Quellen: SOEP.v34, VSE 2014, VE 2015-2017 – Anmerkungen: Im SOEP erfolgt die Einteilung in Stundenlöhne unter-/oberhalb von 8,50 Euro bzw. 8,84 Euro mittels vertraglicher Stundenlöhne. Standardabweichungen in Klammern ausgewiesen. Gewichtete Ergebnisse. Basierend auf der Querschnittsstichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3.

Verteilungsanalyse

Da der Mittelwert lediglich eine Maßzahl der ganzen Verteilung ist, wird nun die Verteilung der wöchentlichen Arbeitszeit für die Jahre 2014, 2015, und 2017 detailliert beschrieben (Abbildung 3.3.2). Die Punkte 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. Bei 40 Stunden weist die Verteilung der vertraglich vereinbarten wöchentlichen Arbeitszeit des SOEP den größten Ausschlag nach oben aus (siehe Abbildung 3.3.2, Panel 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 Abbildung 3.3.2, Panel b)). Dafür ist aber auch der Anteil der Beschäftigten, die eine wöchentliche Arbeitszeit von mehr als 40 Stunden angeben, deutlich größer, was darin begründet liegt, dass Überstunden in die tatsächlich angegebene wöchentliche Arbeitszeit einfließen.

Auch zwischen dem SOEP und der VSE/VE sind keine substanziellen Unterschiede festzustellen. In der VSE/VE war die Verteilung der vereinbarten Arbeitsstunden inklusive der bezahlten Überstunden zunächst im Zeitablauf ebenfalls stabil (siehe Abbildung 3.3.2, Panel c)), sie wich jedoch im Jahr 2017 deutlich ab. Die relative Häufigkeit bei 40 Stunden hat sich zugunsten von geringeren Arbeitszeiten ab 32 Stunden verschoben. Somit zeigt sich, dass der Rückgang in der durchschnittlichen Arbeitszeit, der bereits in Abbildung 3.3.1 zu erkennen war, maßgeblich von Veränderungen im Bereich der Vollzeitbeschäftigung getrieben wurde. Da die VE eine Querschnittserhebung ist, kann allerdings der Frage, ob es bestimmte Unternehmen sind, in denen die Arbeitszeit reduziert wurde, nicht weiter nachgegangen werden.

Analog zur Darstellung der Stundenlöhne in Kapitel 3.1 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 und der Mindestloohnerhöhung 2017 verändert hat. Dadurch soll festgestellt werden, ob sich beispielsweise die mittlere wöchentliche Arbeitszeit von Beschäftigten in unteren Lohngruppen im Zeitablauf anders verhält als diejenige von Beschäftigten in oberen Lohngruppen. Die Pen's Paraden²⁰ in Abbildung 3.3.3, Panel 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 arbeiten. Im Zeitablauf ist laut dem SOEP für die untersten 15 Perzentile der Stundenlohnverteilung ein Anstieg der vertraglich vereinbarten Arbeitszeit zu erkennen, gefolgt von einem leichten Rückgang bis etwa zum 30. Perzentil. Hingegen zeigen die Daten der VSE/VE zunächst in den untersten 15 Perzentilen tendenziell eher einen Rückgang der Arbeitszeit (der zusammen mit dem ansteigenden Monatslohn zu stark steigenden Stundenlöhnen in diesem Bereich der Verteilung führte, wie in Kapitel 3.1 gezeigt), während sie im weiteren Verlauf der Stundenlohnverteilung eher angestiegen ist, insbesondere zwischen den Jahren 2014 und 2015. Dies erklärt, warum der Stundenlohn in diesem Bereich der Stundenlohnverteilung zwischen 2014 und 2015 nicht so stark zugenommen hat (siehe Kapitel 3.1). Auch die tatsächlich angegebene wöchentliche Arbeitszeit (Panel b)) folgte dem hier beschriebenen Muster einer im Verlauf der Stundenlohnver-

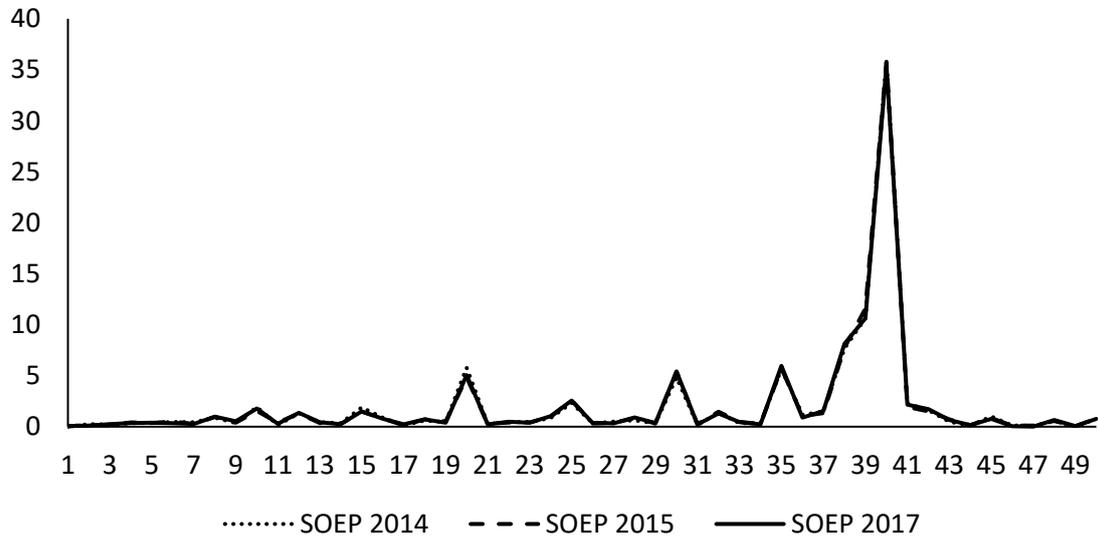
²⁰ Im Unterschied zu Kapitel 3.1 wird die Gruppenbildung in den folgenden Abbildungen nicht anhand von 1-Prozent-Perzentilen vorgenommen, sondern anhand von 5-Prozent-Perzentilen, um die Verständlichkeit und Interpretierbarkeit zu erhöhen. Ohne diese Anpassung käme es zu einem zu starken Rauschen in den Abbildungen.

Abbildung 3.3.2

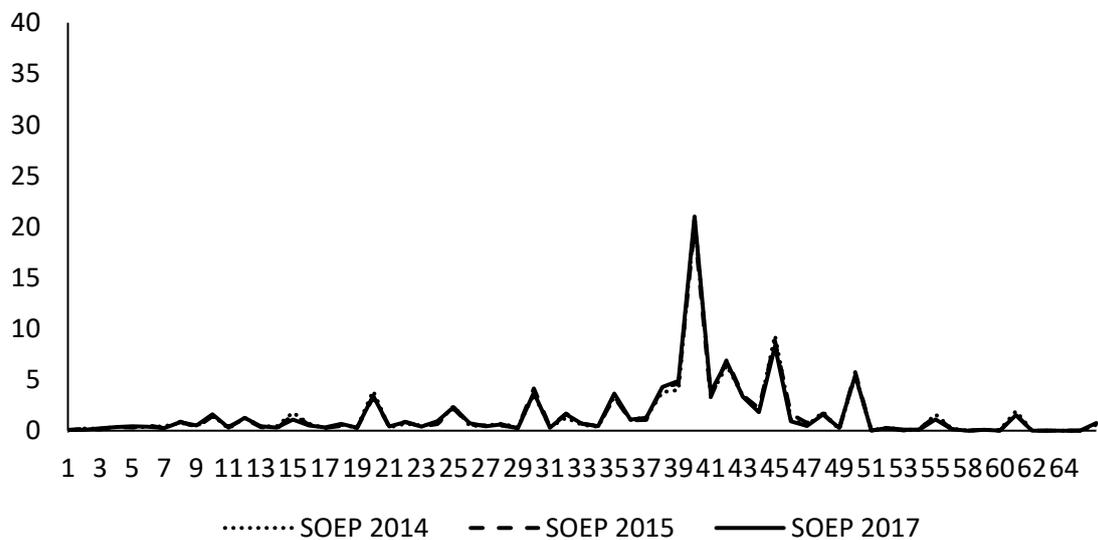
Verteilung der Wochenarbeitszeiten nach Jahren

in % (y-Achse) pro Arbeitszeitklasse (x-Achse)

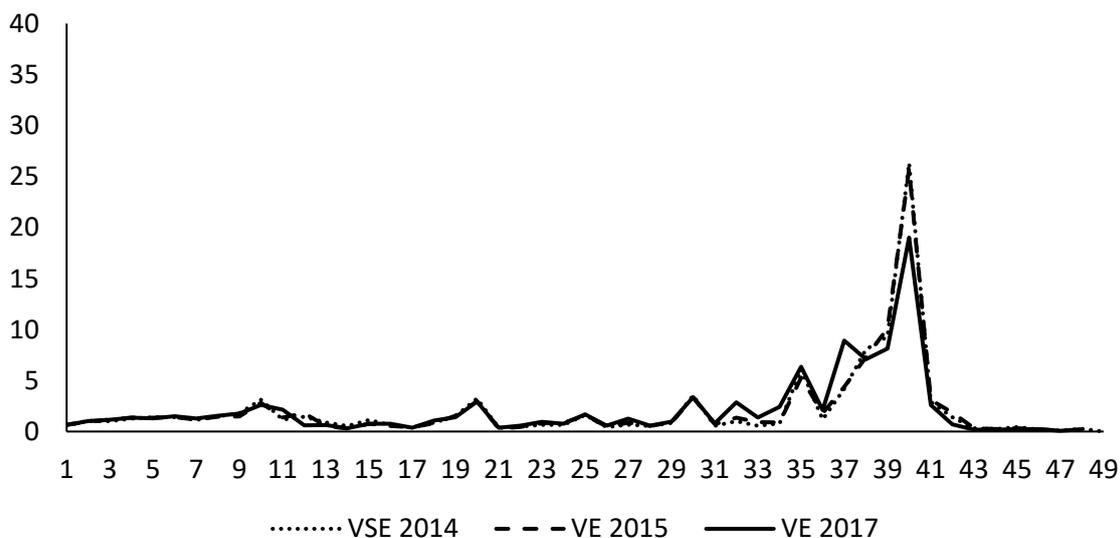
a) SOEP vertraglich



b) SOEP tatsächlich



c) VSE/VE



Quellen: SOEP.v34, VSE 2014, VE 2015 und VE 2017 – Anmerkungen: Die Wochenarbeitszeiten werden in 1-Stunden-Klassen gruppiert. Gewichtete Ergebnisse. Basierend auf der Querschnittsstichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3.

teilung ansteigenden Arbeitszeit. Über die Zeit ist die Arbeitszeit für die untersten 15 Perzentile angestiegen, während sie für die restliche Verteilung tendenziell eher zurück gegangen ist (siehe Abbildung 3.3.3, Panel b).

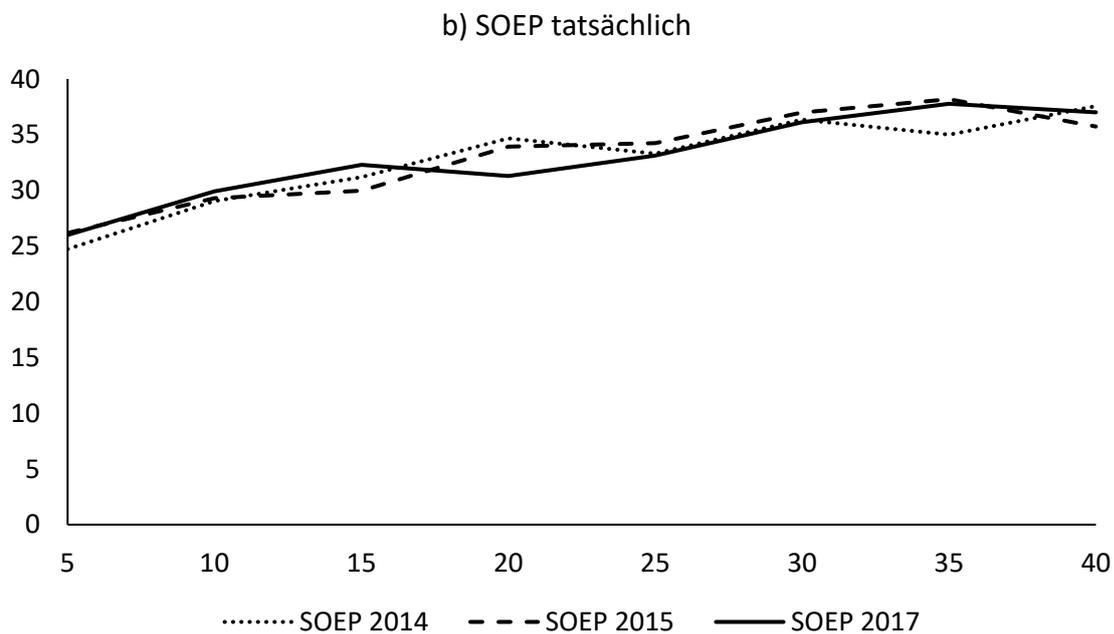
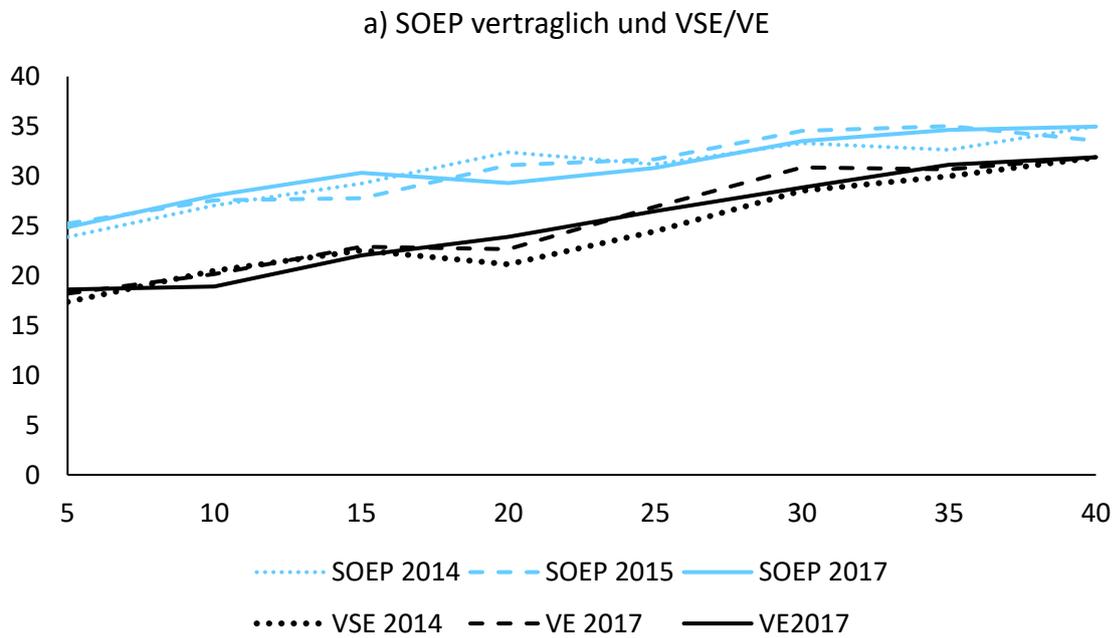
Heterogenitätsanalysen

Anhangabbildung A 3.3.1 zeigt diese Darstellung getrennt für geringfügig und sozialversicherungspflichtig Beschäftigte für den gleichen Beobachtungszeitraum. Bei geringfügig Beschäftigten ergibt sich über den betrachteten Abschnitt der Stundenlohnverteilung eine größere Variation als bei sozialversicherungspflichtig Beschäftigten. Sowohl die Daten des SOEP als auch die Daten der VSE/VE zeigen, dass geringfügig Beschäftigte tendenziell weniger arbeiten, je höher ihr Stundenlohn ist. Für sozialversicherungspflichtig Beschäftigte war der positive Zusammenhang zwischen Stundenlohn und wöchentlicher Arbeitszeit lediglich schwach ausgeprägt. Insgesamt zeigten sich sowohl über die Zeit als auch über den abgebildeten Bereich der Stundenlohnverteilung für sozialversicherungspflichtig Beschäftigte kaum Veränderungen. Auch sind ab dem 25. Perzentil der Stundenlohnverteilung kaum noch Differenzen zwischen dem SOEP und der VSE/VE zu erkennen. Somit zeigt die nach Beschäftigungsverhältnis differenzierende Betrachtung, dass die in Abbildung 3.3.3 festgestellte Variation der Arbeitszeit im Zeitablauf maßgeblich durch die Veränderungen bei den geringfügig Beschäftigten verursacht wurden. Wie in der Gesamtbetrachtung ist bei geringfügig Beschäftigten der Unterschied in der Arbeitszeit zwischen dem SOEP und der VSE/VE für die niedrigsten Löhne größer als für höhere Löhne.

Neben einer Differenzierung nach Beschäftigungsverhältnissen kann die Entwicklung der Arbeitszeit auch getrennt für west- und ostdeutsche Bundesländer betrachtet werden (siehe Anhangabbildung A 3.3.2). 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. Da auch hier die Werte der VSE/VE unter denen des SOEP liegen, werden 30 Stunden entsprechend erst in höheren Bereichen der Stundenlohnverteilung erreicht, in der Tendenz zeigt sich aber das gleiche Bild. Ebenso zeigen beide Datenquellen im Zeitablauf für die westdeutschen Bundesländer relativ wenig Veränderung.

Abbildung 3.3.3

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



Quellen: SOEP.v34, VSE 2014, VE 2015 und VE 2017 – Anmerkungen: Vertraglicher Stundenlohn. Die Stundenlöhne werden in 5-Prozent-Perzentilen gruppiert. Gewichtete Ergebnisse. Basierend auf der Querschnittsstichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3.

Dies verhält sich in den ostdeutschen Bundesländern anders. Die Daten der VSE/VE zeigen, dass zwischen 2014, dem Jahr vor der Einführung des Mindestlohns, und 2015, dem Jahr der Mindestlohneinführung, in weiten Bereichen der hier abgebildeten unteren 40 Perzentile der Stundenlohnverteilung die wöchentliche Arbeitszeit angestiegen ist. Zwischen 2015 und 2017, dem Jahr der Mindestlohnerhöhung, hingegen reduzierten sie sich. Da laut VSE/VE der Monatslohn in Ostdeutschland in den untersten Perzentilen zwischen 2014 und 2015 stark gestiegen ist (siehe Kapitel 3.2), kam es auch bei steigenden Arbeitszeiten in diesem Bereich der Stundenlohnverteilung zu stark steigenden Stundenlöhnen (siehe Kapitel 3.1). Hingegen ist die Veränderung der Arbeitszeit im SOEP im Zeitablauf deutlich geringer gewesen. In den untersten 15 Perzentile ist die Arbeitszeit sowohl von 2014 bis 2015 als auch von 2015 bis 2017 leicht angestiegen, im weiteren Verlauf der Stundenlohnverteilung bis etwa zum 30. Perzentil kam es dagegen in allen Jahren zu wenig Veränderung. Erst am oberen Rand des hier abgebildeten Bereichs der Stundenlohnverteilung kam es von 2014, dem Jahr vor der Mindestlohneinführung, zum Jahr der Mindestlohneinführung 2015 zu einem Rückgang der Arbeitszeit. Dies gilt auch für den Zeitraum zwischen 2015 und 2017, dem Jahr der Mindestlohnerhöhung, allerdings nur im Bereich bis zum 35. Perzentil der Stundenlohnverteilung. Danach stieg die Arbeitszeit an. Die deutlich geringere Variation in der Arbeitszeit im SOEP im Gegensatz zur VSE/VE spiegelt sich auch in den geringeren Unterschieden im Stundenlohn wider (siehe Kapitel 3.1).

Zusammenfassend zeigt die deskriptive Analyse zunächst in der Gesamtbetrachtung lediglich recht kleine Veränderungen im Zeitablauf. 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 – änderten sich im betrachteten Zeitraum kaum. Genauere Betrachtungen zeigen allerdings, dass die Differenzen zwischen den beiden Datenquellen besonders im unteren Bereich der Stundenlohnverteilung und bei geringfügig Beschäftigten zu finden sind. Die hier dargestellte Veränderung der Arbeitszeit von einer Situation ohne Mindestlohn im Jahr 2014 über das Jahr der Mindestlohneinführung 2015 bis zum Jahr der Mindestlohnerhöhung 2017 lässt vermuten, dass Effekte der Mindestlohneinführung bzw. -erhöhung eher im Niedriglohnbereich, unter geringfügig Beschäftigten und in den ostdeutschen Bundesländern zu finden sind. Dies wird im Rahmen der Kausalanalyse in Kapitel 5.2 aufgegriffen.

Weitere Arbeitszeitkomponenten im SOEP

Neben den Variablen zur vertraglich vereinbarten und tatsächlich angegebenen Arbeitszeit erfasst das SOEP weitere Aspekte der Arbeitszeit, zu denen es kein Pendant in der VSE/VE gibt. Dennoch sind diese Aspekte von Interesse, da der Mindestlohn auch auf sie einen Einfluss haben kann. So wird im SOEP beispielsweise gesondert eine Frage nach der Anzahl der im vergangenen Monat geleisteten Überstunden gestellt. Während diese Frage im betrachteten Zeitraum unverändert blieb, wurden eine Reihe weiterer Fragen zu Überstunden geändert, etwa zu bezahlten oder unbezahlten Überstunden, wodurch sie im Folgenden über die Zeit nicht auswertbar sind. Was den Einfluss der Mindestlohneinführung bzw. -erhöhung auf die Überstunden angeht, so sind verschiedene Effekte denkbar: Ist die Anzahl der Überstunden stark angestiegen, kann das ein Hinweis darauf sein, dass auf diese Weise versucht worden ist, den Mindestlohn zumindest teilweise zu umgehen. Allerdings könnte es auch sein, dass den Befragten durch die mit der Mindestlohneinführung einhergehenden gestiegenen Anforderungen an die Dokumentation der Arbeitszeit eher bewusstgeworden ist, wie hoch die von Ihnen geleisteten Überstunden sind. Da aber Überstunden mindestlohnrelevant sind, könnten sie im hier betrachteten Zeitablauf auch deutlich zurückgegangen sein.

Tabelle 3.3.2 weist die Analysen zu weiteren Arbeitszeitvariablen im SOEP aus. Die Differenz zwischen vertraglich vereinbarter und tatsächlich angegebener wöchentlicher Arbeitszeit, ein Maß für Überstunden, lag für Beschäftigte mit einem Stundenlohn unter dem Mindestlohn bei etwa 1,3 Stunden im Jahr 2014 und hat sich bis zum Jahr 2016 kaum verändert. Mit der Erhöhung des Mindestlohns im Jahr 2017 auf 8,84 Euro ist sie auf knapp über 1,5 Stunden gestiegen. Für Beschäftigte mit einem Stundenlohn

Tabelle 3.3.2

Weitere Arbeitszeitvariablen im SOEP

	2014		2015		2016		2017	
	<8,50	>=8,50	<8,50	>=8,50	<8,50	>=8,50	<8,84	>=8,84
Überstunden								
Differenz vertraglich-tatsächlich	1,29 (3,79)	3,45 (5,00)	1,27 (3,80)	3,35 (4,90)	1,31 (3,50)	3,24 (4,65)	1,56 (4,79)	3,14 (4,94)
Anzahl Überstunden	3,39 (3,47)	3,71 (3,41)	3,32 (2,71)	3,80 (3,33)	3,08 (2,24)	3,60 (3,27)	3,45 (3,67)	3,69 (3,37)
Beobachtungen Differenz	1.587	10.736	1.199	10.719	972	10.119	1.266	11.534
Beobachtungen Anzahl Überstunden	410	5.929	283	5.934	238	5.695	263	6.166
Arbeitszeitregelungen								
Anteil mit festen Arbeitszeiten	0,49	0,41	0,53	0,40	0,53	0,41	0,52	0,39
Anteil mit wechselnden Arbeitszeiten	0,34	0,21	0,28	0,22	0,28	0,21	0,32	0,22
Anteil mit selbstbestimmten Arbeitszeiten	0,12	0,10	0,09	0,11	0,13	0,09	0,10	0,10
Anteil mit Arbeitszeiten-Konto	0,05	0,28	0,08	0,28	0,07	0,28	0,05	0,28
Beobachtungen Arbeitszeiten-Regelungen	1.581	10.704	1.186	10.677	955	10.037	1.156	11.237
Bereitschaft zu Abend- und Wochenendarbeit								
Anteil Bereitschaft	0,15	0,14	0,14	0,15	0,08	0,13	0,11	0,14
Beobachtungen Bereitschaft	1.159	9.134	1.017	9.932	945	9.948	1.148	11.228
Anteil mit Abendarbeit			0,40	0,52			0,39	0,48
Anteil mit Nachtarbeit			0,15	0,26			0,15	0,25
Anteil mit Samstagarbeit			0,57	0,59			0,53	0,55
Anteil mit Sonntagsarbeit			0,35	0,38			0,28	0,35
Beobachtungen Abendarbeit			1.026	9.969			1.155	11.226
Beobachtungen Nachtarbeit			1.014	9.824			1.144	11.121
Beobachtungen Samstagarbeit			1.033	9.978			1.152	11.259
Beobachtungen Sonntagsarbeit			1.020	9.843			1.141	11.113
Arbeitstage pro Woche und gewünschte wöchentlichen Arbeitszeit								
Anzahl Arbeitstage/Woche			4,49 (1,33)	4,87 (0,76)	4,37 (1,38)	4,86 (0,78)	4,24 (1,38)	4,86 (0,78)
Beobachtungen Anzahl Arbeitstage			1.051	9.778	870	9.343	1.107	10.482
Gewünschte wöchentliche Arbeitszeit (in Stunden)	29,08 (12,42)	34,49 (8,84)	29,17 (12,46)	34,61 (9,08)	28,64 (12,00)	34,23 (9,06)	28,16 (12,68)	34,10 (9,10)
Beobachtungen gewünschte Arbeitszeit	1.164	9.110	1.182	10.594	954	10.034	1.226	11.395
Arbeitspausen								
Anspruch auf Pause (in Minuten)	30,01 (13,01)	35,03 (16,24)	31,39 (13,87)	35,38 (14,97)	31,31 (14,25)	35,39 (15,18)	34,36 (16,17)	36,25 (16,49)
Genommene Pause (in Minuten)	29,40 (13,67)	32,50 (15,97)	31,28 (14,99)	32,36 (15,01)	30,00 (15,92)	31,83 (15,01)	32,50 (15,58)	33,10 (15,95)
Beobachtungen Anspruch	185	2.230	203	2.578	149	2.623	183	2.881
Beobachtungen genommene Pause	170	2.013	188	2.347	135	2.387	171	2.660
Anteil mit Pausenanspruch	0,17	0,28	0,16	0,26	0,20	0,30	0,20	0,28
Beobachtungen mit Pausenanspruch	1.123	8.736	1.183	10.615	949	10.001	1.152	11.253

Quelle: SOEP.v34 – Anmerkungen: Im SOEP erfolgt die Einteilung in Stundenlöhne unter-/oberhalb von 8,50 Euro bzw. 8,84 Euro mittels vertraglicher Stundenlöhne. Wo möglich, Standardabweichungen in Klammern ausgewiesen. Anzahl der Beobachtungen für jede Variable gesondert ausgewiesen. Gewichtete Ergebnisse. Basierend auf der Querschnittsstichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3.

über dem Mindestlohn lag die Differenz anfangs bei fast 3,5 Stunden und ist im Zeitablauf leicht zurückgegangen. Damit ist die Differenz für Beschäftigte mit höherem Stundenlohn über die Zeit deutlich größer als für Beschäftigte mit niedrigerem Stundenlohn.

Dieser Befund ändert sich, wenn die explizit angegebenen Überstunden betrachtet werden.²¹ Für Beschäftigte mit einem Stundenlohn unterhalb des Mindestlohns lag die Anzahl der wöchentlichen Überstunden im Jahr 2014, also vor Einführung des Mindestlohns, bei etwa 3,4, bis 2016 ist sie gesunken und dann zwischen 2016 und 2017, dem Jahr der Mindestlohnerhöhung, gestiegen. Für Beschäftigte mit einem Stundenlohn oberhalb des Mindestlohnes 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. Für Beschäftigte, deren Stundenlohn unterhalb des Mindestlohns lag, sank im Jahr der Mindestlohneinführung sowohl die Differenz zwischen vertraglich vereinbarter und tatsächlich angegebener Arbeitszeit als auch die Anzahl der Überstunden. Für Beschäftigte, die oberhalb des Mindestlohns verdienten, ist die Differenz zwischen vertraglich vereinbarter und tatsächlich angegebener Arbeitszeit mit der Einführung des Mindestlohns zurück gegangen, während die Anzahl der Überstunden stieg. Ob die Veränderung der Anzahl der Überstunden kausal mit der Einführung bzw. Erhöhung des Mindestlohns in Zusammenhang gebracht werden kann, wird in Abschnitt 5.2 näher untersucht.

Während die Differenz aus tatsächlicher und vertraglicher Arbeitszeit relativ niedrig ist, ergibt die direkte Abfrage der Überstunden einen deutlich höheren Wert, insbesondere bei Beschäftigten mit einer Entlohnung unterhalb des Mindestlohns. Dieser Unterschied in den beiden Angaben zur Mehrarbeit kann verschiedene Ursachen haben: Erstens bezieht sich die Frage nach den Überstunden explizit auf Überstunden im gesamten letzten Monat, während bei den tatsächlichen und vertraglichen Arbeitszeiten nach Stunden pro Woche gefragt wird. Dies kann – neben Niveauunterschieden – zu unterschiedlichen Angaben führen, da Überstunden im Jahresverlauf meist sehr hohen Schwankungen unterliegen. Es kann nicht ausgeschlossen werden, dass am Anfang des Jahres, wenn die Interviews stattfinden, mehr Überstunden gemacht werden als im Jahresmittel. Da dies insbesondere auf Beschäftigte mit einer niedrigen Entlohnung zutreffen kann, könnte sich somit erklären lassen, warum die Differenz zwischen den beiden Angaben zur Mehrarbeit für Beschäftigte mit geringer Entlohnung deutlich größer ist als für Beschäftigte mit höherer Entlohnung. Zweitens werden zudem Angaben, die auf einen Monat bezogen werden, von den Befragten anders wahrgenommen als Angaben für eine Woche, was zu divergierenden Antworten und Ergebnissen führen kann. Drittens haben der genaue Wortlaut und der Kontext der Fragestellung Einfluss auf das Antwortverhalten. Die Fragen zu Überstunden und regelmäßigen Wochenarbeitszeiten werden nicht direkt nacheinander gestellt und folgen somit jeweils auf andere Fragen. Auch dies kann zu einer Verzerrung der Angaben führen. Diese unterschiedlichen Faktoren können nicht getrennt voneinander untersucht werden, sodass eine Interpretation der Divergenz der Überstundenangaben nicht möglich ist.

Darüber hinaus enthält das SOEP seit dem Jahr 2014 jährlich eine Fragestellung, die erfasst, ob die Befragten festen oder wechselnden Arbeitszeiten unterliegen. Auch in diesem Bereich könnte sich durch die Einführung des Mindestlohns und die damit einhergehenden strengeren Auflagen der Arbeitszeitdokumentation eine Verschiebung hin zu festen Arbeitszeiten ergeben haben. Von 2014, dem Jahr vor der Mindestlohneinführung, auf 2015, dem Jahr der Mindestlohneinführung, stiegen bei Beschäftigten, deren Stundenlohn unter dem Mindestlohn lag, die Anteile derjenigen, die einer festen Arbeitszeit unterlagen oder die ein Arbeitszeitkonto nutzten, an. Demgegenüber nahmen die Anteile derjenigen, deren Arbeitszeit wechselte oder die ihre Arbeitszeit selbst bestimmen konnten, ab. Der

²¹ Im SOEP werden Überstunden auf Monatsbasis abgefragt. Um diese Angabe mit der Differenz zwischen vertraglich vereinbarter und tatsächlich angegebener wöchentlicher Arbeitszeit zu vergleichen, wurden sie durch 4,33 geteilt.

Anteil der Beschäftigten mit wechselnden Arbeitszeiten ist zwischen den Jahren 2016 und 2017, dem Jahr der Mindestlohnerhöhung, angestiegen, bei den Anteilen an Beschäftigten, die ihre Arbeitszeiten selbst bestimmen konnten oder die ein Arbeitszeitkonto nutzten, schwankte der Wert. Bei Beschäftigten mit einem Stundenlohn oberhalb des Mindestlohns ließen sich hingegen keine nennenswerten Veränderungen im Zeitablauf feststellen.

Ebenfalls seit dem Jahr 2014 wird jährlich erhoben, ob Befragte Bereitschaftsdienste haben. Außerdem wird alle zwei Jahre erfragt, ob sie abends, nachts oder am Wochenende arbeiten müssen.²² Was das Arbeiten in diesen Randzeiten angeht, könnte es durch die Einführung des Mindestlohns einen Rückgang gegeben haben, da der Betrieb für diese Zeiten Zuschläge zahlen muss. Erhöhte Lohnkosten durch den Mindestlohn könnten somit durch eine Verringerung der Arbeitszeit, für die Zuschläge zu zahlen sind, kompensiert werden. Da die Fallzahlen für diese Fragen aber recht klein sind, wird hier lediglich der Anteil der Beschäftigten abgebildet, der die jeweilige Frage mit ja beantwortet hat. Im Bereich von Stundenlöhnen unterhalb des Mindestlohns ist der Anteil an Beschäftigten, die Bereitschaftsdienste hatten, im betrachteten Zeitraum von 15 Prozent auf 11 Prozent abgesunken, wobei im Jahr 2016 lediglich ein Wert von 8 Prozent erreicht wurde. Für Beschäftigte mit einem Lohn oberhalb des Mindestlohnes schwankte dieser Anteil im Zeitablauf zwischen 13 und 15 Prozent. In beiden Lohngruppen ist der Anteil an Beschäftigten, die samstags oder sonntags arbeiten, zwischen den beiden Beobachtungszeitpunkten abgesunken, in der oberen Lohngruppe gilt dies auch für Abendarbeit, während sich bei der Nachtarbeit keine Veränderungen ergeben haben.

Im SOEP wird auch die Anzahl der Arbeitstage pro Woche erfasst. Die entsprechende Frage wurde allerdings im Jahr 2014 nicht gestellt und kann daher hier nur für die Jahre 2015 bis 2017 ausgewertet werden. Für Beschäftigte mit einem Stundenlohn unterhalb des Mindestlohnes ist diese Angabe von 4,5 Tagen im Jahr 2015 auf 4,2 Tage im Jahr 2017 leicht abgesunken. Für Beschäftigte mit einem Stundenlohn oberhalb des Mindestlohns lag der Wert etwas höher bei knapp unter 5 Tagen im Jahr 2015 und veränderte sich im Zeitablauf nicht. Außerdem wurden die Befragten jährlich darum gebeten, anzugeben, wie viele Stunden pro Woche sie am liebsten arbeiten würden, wenn sie dies selbst wählen könnten und die damit einhergehende Veränderung des Verdienstes beachteten. Insbesondere für geringfügig Beschäftigte könnten sich hier mit Einführung des Mindestlohns Veränderungen ergeben haben, nämlich dann, wenn sie trotz höherer Stundenlöhne unter der monatlichen Einkommensgrenze von 450 Euro bleiben wollen. Die gewünschte wöchentliche Arbeitszeit ist über den gesamten Beobachtungszeitraum für Beschäftigte mit einem Stundenlohn unterhalb des Mindestlohns deutlich niedriger gewesen als für Beschäftigte mit einem Stundenlohn oberhalb dieser Grenze. Für die erste Gruppe betrug sie im Jahr 2014 knapp unter 29 Stunden und ist bis zum Jahr 2017 auf etwa 28,2 Stunden abgesunken. Für die zweite Gruppe schwankte der Wert leicht zwischen 34,1 und 34,6 Stunden.

Seit 2015 werden zudem jährlich Angaben zu Arbeitspausen erhoben. Hierbei wird erfragt, ob ein Anspruch auf bezahlte Arbeitspausen besteht und wie hoch sowohl die Dauer der zustehenden als auch der in Anspruch genommenen Arbeitspausen ist. Inwieweit sich die Einführung des Mindestlohns auf den Beschäftigten zustehende und von ihnen in Anspruch genommene Arbeitspausen ausgewirkt hat, kann also zunächst wegen der erstmaligen Abfrage im Jahr 2015 nicht untersucht werden. Allerdings wurde im Fragebogen des Jahres 2015 der Fragenkomplex zu den Arbeitspausen gesondert ein zweites Mal mit Bezug auf Oktober 2014 gestellt. Somit liegt zumindest eine retrospektive Einschätzung vor. Dies erlaubt eine Beobachtung ab dem Jahr 2014, allerdings ist eine Interpretation der Ergebnisse nur eingeschränkt möglich. Was den Effekt der Mindestlohneinführung in diesem Bereich angeht, so könnte es zum einen sein, dass sich Beschäftigte wegen der strikteren Dokumentationspflichten eher der ihnen zustehenden Pausen bewusst sind. Zum anderen könnte aber durch die Verkürzung von Arbeitspausen oder das Drängen, die formal zustehenden Pausen nicht in Anspruch zu

²² Diese Frage wurde im betrachteten Zeitraum in den Jahren 2015 (also zur Einführung des Mindestlohns) und 2017 (im Jahr der Mindestlohnerhöhung) gestellt und kann somit nur für diese beiden Jahre betrachtet werden.

nehmen, versucht werden, die im Zuge der Mindestlohneinführung gestiegenen Lohnkosten zu senken.

Der Anspruch auf Pausen lag bei Beschäftigten, die unterhalb des Mindestlohnes entlohnt wurden, im Jahr 2014, also vor Einführung des Mindestlohns, bei knapp unter 30 Minuten pro Arbeitstag und damit um 5 Minuten niedriger als bei Beschäftigten, deren Stundenlohn oberhalb dieser Schwelle lag. Im Zeitablauf stiegen die Werte für die erste Gruppe aber stärker, sodass der Abstand 2017, im Jahr der Mindestlohnerhöhung, nur noch 2 Minuten betrug. Auch was die in Anspruch genommenen Pausen betrifft, lag der Wert für Beschäftigte mit einem Stundenlohn unterhalb des Mindestlohns 2014 unter dem Wert für Beschäftigte, deren Stundenlohn oberhalb des Mindestlohns lag. Allerdings betrug der Abstand nur 3 Minuten und hat sich bis im Jahr 2017 auf unter eine Minute verringert. Bei Beschäftigten mit einem Stundenlohn oberhalb des Mindestlohns ist zu beobachten, dass die Dauer der in Anspruch genommenen Pausen im Zeitablauf bis 2016 gesunken ist, was im Zusammenhang mit dem Mindestlohn stehen könnte, und erst im Jahr 2017 wieder angestiegen ist. Der Anteil der Beschäftigten, die angaben, einen Anspruch auf Pausen zu haben, schwankte bei Beschäftigten mit einem Stundenlohn unterhalb des Mindestlohns zwischen 16 und 20 Prozent, bei Beschäftigten mit einem Stundenlohn oberhalb des Mindestlohns zwischen 26 und 30 Prozent.

Zusammenfassend ist festzuhalten, dass sich auch bei den weiteren, im SOEP erfragten Arbeitszeitvariablen ähnlich wie bei der vertraglich vereinbarten und der tatsächlich angegebenen Arbeitszeit im Zeitablauf keine großen Veränderungen gezeigt haben. Dabei waren die Veränderungen in der Gruppe der Beschäftigten, deren Stundenlohn über dem Mindestlohn lag, noch einmal geringer als in der Gruppe der Beschäftigten mit einer Entlohnung unterhalb des Mindestlohns. Für Beschäftigte mit einer Entlohnung unterhalb des Mindestlohns gingen zum Zeitpunkt der Mindestlohneinführung die Überstunden, die Anzahl der wöchentlichen Arbeitstage, die gewünschte Arbeitszeit sowie der Anteil der Personen, der Bereitschaftsdienste hat oder am Wochenende arbeiten muss, und der Anteil der Personen, der flexible Arbeitszeiten hat, zurück. Weil, wie gezeigt, für manche der Fragestellungen nur geringe Fallzahlen vorliegen oder die Fragen im beobachteten Zeitraum nicht durchgängig gestellt wurden, werden in der Kausalanalyse in Kapitel 5.2 lediglich die Überstunden, die als Differenz zwischen vertraglich vereinbarter und tatsächlich angegebener Arbeitszeit berechnet wurden, sowie die direkte Angabe der Anzahl an Überstunden, eingehender analysiert.

4. Quellen der Unterschiede zwischen VSE/VE und SOEP

Das folgende Kapitel arbeitet die Bedeutung verschiedener möglicher Ursachen hinter den beobachteten deutlichen Unterschieden in den Stundenlohnverteilungen von SOEP und VSE/VE heraus. Erstens wird die Bedeutung von Unterschieden bei unbeobachteten Merkmalen der Stichproben von Beschäftigten analysiert, die mit den beiden Datensätzen abgebildet werden. Zweitens wird untersucht, ob Rundungen, die im SOEP befragte Beschäftigte bei den Angaben zu Arbeitsstunden und Bruttomonats-einkommen vornehmen, die Unterschiede in den Stundenlohnverteilungen erklären könnten. Im dritten Teil der Analyse geht es schließlich um die Frage, inwieweit die beobachteten Abweichungen durch über die Zeit hinweg konstante und vom Mindestlohn unabhängige Unterschiede in den errechneten Stundenlöhnen zustande kommen können. Solche Unterschiede könnten sich insbesondere aus für Befragungsdaten typische, systematische Messfehler speisen.

4.1 Stichprobenunterschiede in unbeobachtbaren Merkmalen

Während die Teilnahme von Arbeitgeberinnen und Arbeitgebern an der VSE 2014 rechtlich verpflichtend war, trifft dies nicht auf SOEP und VE zu. Insbesondere in der VE nach Einführung des Mindestlohns kann durch die Freiwilligkeit der Angaben nicht ausgeschlossen werden, dass eine Selbstselektion von Arbeitgebern hinsichtlich der betrieblichen Betroffenheit durch den Mindestlohn auftritt. Diese führt möglicherweise zu systematischen Unterschieden in unbeobachtbaren Eigenschaften der in den Stichproben erfassten Beschäftigten und ihrer Arbeitsverhältnisse. Ist dies der Fall, ließen sich Differenzen zwischen SOEP und VSE/VE nicht durch eine Korrektur der Effekte von Differenzen der beobachteten Merkmale der Untersuchungseinheiten in der Stichprobe bereinigen.

Ein Indiz dafür, dass unbeobachtete Merkmale der Untersuchungseinheiten für den Vergleich von zwei Datensätzen relevant sind, sind Unterschiede in den Korrelationen zwischen beobachteten Merkmalen und den untersuchten Zielvariablen. Im vorliegenden Kontext gilt es demnach zu untersuchen, inwieweit sich etwa die Lohnlücke zwischen Frauen und Männern oder die Lohndifferenziale zwischen Qualifikationsstufen oder Industrien systematisch unterscheiden, je nachdem, ob sie anhand des SOEP oder der VSE/VE berechnet wird. Sollten sich etwa an der VSE/VE bevorzugt besonders produktive Unternehmen beteiligen, würde sich dies durch ein systematisch höheres Lohnniveau gegenüber dem SOEP bemerkbar machen und es läge eine positive Selektion vor.

Um derartige Unterschiede insbesondere am vom Mindestlohn direkt berührten Teil der Stundenlohnverteilung um 8,50 Euro herauszuarbeiten, wird zunächst ein lineares Wahrscheinlichkeitsmodell geschätzt. Hierzu wird eine Indikatorvariable, die den Wert 1 für einen Stundenlohn unter 8,50 Euro annimmt, durch Merkmale des bzw. der Beschäftigten und des Beschäftigtenverhältnisses beschrieben, die sowohl in der VSE/VE als auch im SOEP erfasst sind. Diese sind das Geschlecht, das Alter, der Bildungsgrad (Indikatorvariable für Hochschulabschluss), der Arbeitsort (Ost- vs. Westdeutschland), der Wirtschaftsabschnitt nach WZ 2008, sowie die Art der Beschäftigung (geringfügig entlohnt vs. sozialversicherungspflichtig). Zusätzlich werden die Beobachtungen aus beiden Datenquellen *gepoolt*. Auf dieser Basis wird ein gemeinsames Modell geschätzt, in dem alle unabhängigen bzw. erklärenden Variablen mit einer Indikatorvariable interagieren, die angibt, ob eine Beobachtung aus dem SOEP stammt. Die Signifikanz dieses Interaktionsterms gibt die Signifikanz des Unterschieds in dem jeweiligen Koeffizienten zwischen SOEP und VSE an.

Tabelle 4.1.1 stellt die geschätzten Koeffizienten der separat auf Basis der Daten von SOEP und VSE 2014 geschätzten Modelle sowie für das mit den gepoolten Daten geschätzte Interaktionsmodell dar. Zwar stimmen die mit den einzelnen Datensätzen ermittelten Vorzeichen der Koeffizienten durchweg überein. Es zeigen sich jedoch Differenzen im Niveau der Koeffizienten, die in einigen Fällen – dies veranschaulichen die geschätzten Koeffizienten für das gepoolte Modell – statistisch signifikant sind.

Tabelle 4.1.1

Regressionskoeffizienten: Indikator für Stundenlohn unter 8,50 Euro erklärt durch im SOEP und in der VSE 2014 erhobene Faktoren

	SOEP	VSE	Pooled Differenz SOEP - VSE
Alter	-0.00*** (0.00)	-0.00*** (0.00)	-0.00 (0.00)
Frau	0.03** (0.01)	0.02*** (0.00)	0.02 (0.01)
Ostdeutschland	0.13*** (0.01)	0.15*** (0.00)	-0.01 (0.01)
Hochschulabschluss	-0.08*** (0.01)	-0.04*** (0.00)	-0.03** (0.01)
Geringfügige Beschäftigung	0.38*** (0.02)	0.28*** (0.00)	0.10*** (0.02)
Land- und Forstwirtschaft (A)	0.25*** (0.06)	0.23*** (0.01)	0.07 (0.06)
Bergbau/Energieversorgung (B;D)	-0.00 (0.04)	-0.00 (0.00)	0.05 (0.04)
Verarbeitung/Herstellung von Waren (C)	0.00 (0.01)	0.02*** (0.00)	0.04** (0.01)
Baugewerbe (F)	0.02 (0.02)	-0.00 (0.00)	0.08*** (0.02)
Handel/KFZ (G)	0.14*** (0.02)	0.08*** (0.00)	0.11*** (0.02)
Verkehr/Lagererei (H)	0.12*** (0.03)	0.14*** (0.00)	0.03 (0.03)
Gastgewerbe (I)	0.37*** (0.04)	0.32*** (0.00)	0.11** (0.04)
Information/Kommunikation (J)	0.03 (0.02)	0.05*** (0.00)	0.03 (0.02)
Finanz- und andere Dienstleistungen (K;L)	0.01 (0.02)	0.02*** (0.00)	0.05** (0.02)
Wirtschaftliche Dienstleistungen (N)	0.19*** (0.04)	0.08*** (0.00)	0.17*** (0.04)
Erziehung und Unterricht (P)	0.09*** (0.02)	-0.00** (0.00)	0.14*** (0.02)
Gesundheitswesen (Q)	0.05** (0.02)	0.02*** (0.00)	0.09*** (0.02)
Kunst/Unterhaltung (R)	0.18*** (0.06)	0.19*** (0.00)	0.05 (0.06)
Sonstige Dienstleistungen/private Haushalte (S;T)	0.13*** (0.04)	0.10*** (0.00)	0.08* (0.04)
N	11.251	903.284	914.535

Quellen: SOEP.v34, VSE 2014, VE 2015-2017. – Anmerkungen: Diese Tabelle fasst Koeffizienten eines linearen Wahrscheinlichkeitsmodells zusammen, dass die Wahrscheinlichkeit, einen Stundenlohn von unter 8,50 Euro zu haben, mit soziodemographischen und beschäftigungsspezifischen Faktoren (Alter, Geschlecht, Hochschulabschluss, Wohnort in Ostdeutschland, geringfügige Beschäftigung) sowie der Branchenzugehörigkeit erklärt. Regressionen in Spalte 1 und 2 sind separat geschätzt auf Basis von SOEP und VSE 2014. Modell 3 stellt Koeffizienten eines über beide Datensätze gepoolten Modells dar.

Bei geringfügig Beschäftigten zum Beispiel ist die Wahrscheinlichkeit, dass der Stundenlohn laut Angaben der Befragten unter 8,50 Euro liegt, gemäß SOEP-Daten deutlich höher als gemäß den Daten der VSE 2014. Zudem erfasst die VSE 2014 unter sonst gleichen Umständen in mehreren Wirtschaftsabschnitten systematisch seltener Stundenlöhne unterhalb dieser Grenze. Diese Befunde deuten darauf hin, dass unbeobachtbare Merkmale der Untersuchungseinheiten einen Beitrag zu den Unterschieden an den unteren Rändern der mit den beiden Datensätzen generierten Stundenlohnverteilungen leisten könnten.

Eine andere Möglichkeit, um die Bedeutung unbeobachtbarer Merkmale für die Stundenlohnverteilungen einzuschätzen, ist eine ökonometrische Dekompositionsanalyse (zu den technischen Details vgl. untenstehenden Kasten). Dabei wird mittels ökonometrischer Verfahren eine *kontrafaktische* Lohnverteilung geschätzt. Diese stellt dar, wie der Stundenlohn in einem der beiden Datensätze verteilt wäre, wenn die darin enthaltenen Untersuchungseinheiten dieselben beobachtbaren Merkmale aufweisen würden wie die Untersuchungseinheiten in der anderen Datenquelle. Wegen des Ausgleichs der beobachteten Merkmale verweisen Differenzen zwischen der kontrafaktischen Verteilung der Stundenlöhne für die eine Datenquelle und der tatsächlichen Verteilung der Stundenlöhne in der anderen Datenquelle auf die Bedeutung unbeobachtbarer Merkmale.

Anwendung des Dekompositionsansatzes von DiNardo, Fortin und Lemieux

Für die Dekomposition zur Einschätzung der auf unbeobachtbare Merkmale zurückgehende Unterschiede in den auf Basis von SOEP und VSE 2014 bestimmten Stundenlohnverteilungen wird der von DiNardo et al. (1996) entwickelte Dekompositionsansatz genutzt.

Zur Implementation des Ansatzes werden zunächst die Beobachtungen aus SOEP und VSE 2014 zu einem gemeinsamen Datensatz zusammengeführt. Anschließend wird ein logistisches Modell geschätzt, das die Wahrscheinlichkeit, dass eine Beobachtung in diesem gemeinsamen Datensatz aus dem SOEP stammt, durch einen Satz von in beiden Datensätzen vorhandenen beobachteten Merkmalen (Geschlecht, Alter, Hochschulabschluss vs. sonstiger Bildungsgrad, Arbeitsort (Ost- vs. Westdeutschland), Wirtschaftsabschnitt nach WZ 2008, sowie die Art der Beschäftigung (geringfügig entlohnt vs. sozialversicherungspflichtig)) beschreibt.

Anhand der Regressionsergebnisse wird dann für jede Untersuchungseinheit aus der VSE 2014 die bedingte Wahrscheinlichkeit bestimmt, dass eine Untersuchungseinheit mit einem identischen Satz von Merkmalen in der SOEP-Stichprobe auftritt. Der Satz von bedingten Wahrscheinlichkeiten wird zur Konstruktion der gesuchten kontrafaktischen Stundenlohnverteilung benutzt. Dabei erhält jede einzelne Untersuchungseinheit der VSE 2014 ein neues Gewicht. Untersuchungseinheiten, die gemäß ihrer beobachteten Merkmale im SOEP-Datensatz mit einer niedrigeren (höheren) bedingten Wahrscheinlichkeit vertreten sind, bekommen in der kontrafaktischen Verteilung ein niedrigeres (höheres) Gewicht.

Diese Umgewichtung macht die Merkmalsstrukturen der Untersuchungseinheiten in VSE 2014 und SOEP vergleichbar, und damit auch die resultierenden Verteilungen der Stundenlohnvariable.

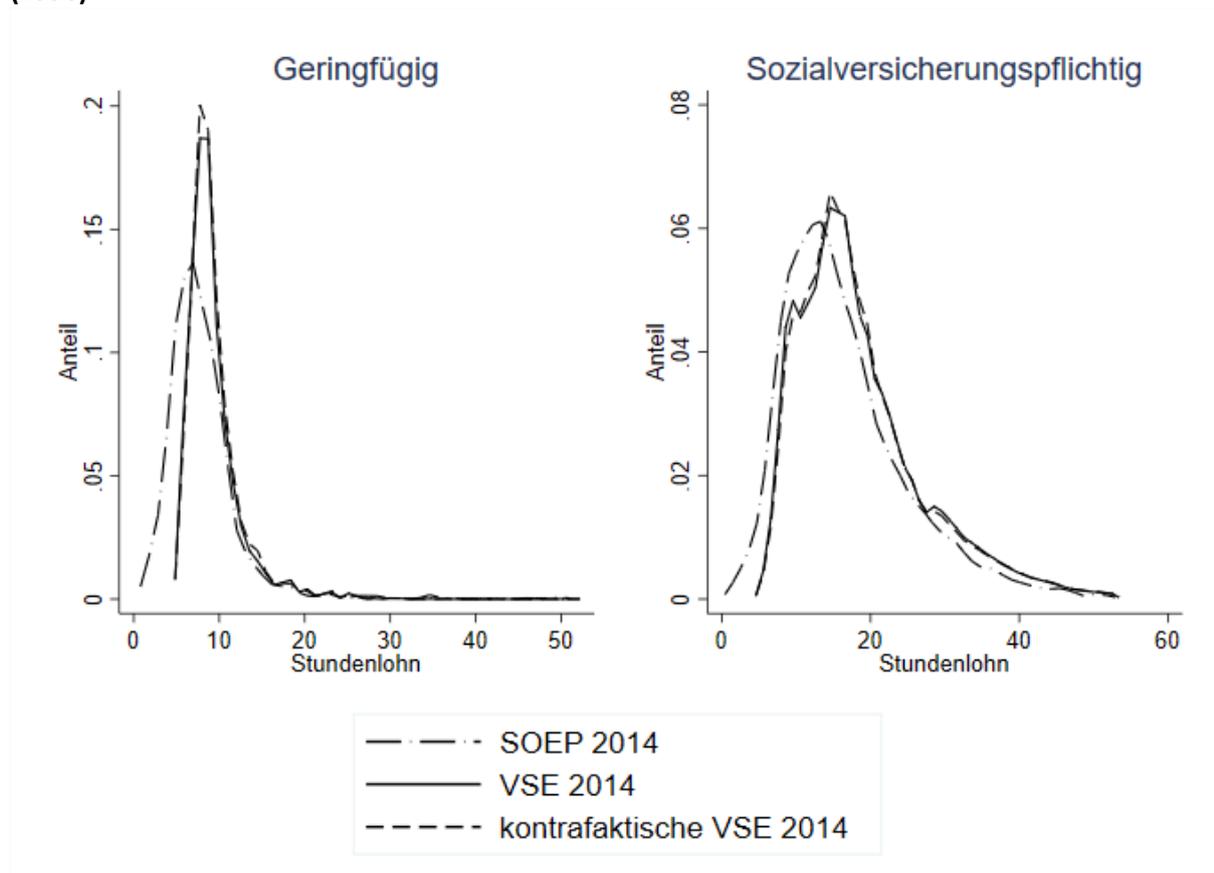
Abbildung 4.1.1 stellt – für geringfügig und sozialversicherungspflichtig Beschäftigte getrennt – die beobachteten Stundenlohnverteilungen auf Basis von SOEP und VSE 2014 einander gegenüber. Zusätzlich aufgenommen ist die mittels Dekompositionsanalyse ermittelte kontrafaktische Verteilung für die Untersuchungseinheiten aus der VSE 2014. Es zeigt sich, dass die substanziellen Unterschiede, die zwischen den Stundenlohnverteilungen für beide Datensätze vorhanden sind, weitestgehend erhalten bleiben, wenn man die kontrafaktische Stundenlohnverteilung für die Untersuchungseinheiten der VSE 2014 für den Vergleich heranzieht. Dass sich die beobachtete und kontrafaktische Verteilung nur unwesentlich unterscheiden, bedeutet, dass Differenzen zwischen beiden Datensätzen im Hinblick auf

beobachtete Merkmale der Untersuchungseinheiten, die mit der Zielgröße Stundenlohn korrelieren, praktisch unerheblich sind.

Mit anderen Worten könnten die beobachteten Unterschiede in den Verteilungen vor Einführung des Mindestlohns hauptsächlich durch unbeobachtete Eigenschaften der Untersuchungseinheiten zustande kommen.²³ Die Dekompositionsanalyse unterstützt somit die anhand der ersten Teilanalyse gewonnene Einschätzung. Allerdings könnten neben unbeobachteten Unterschieden in den mit beiden Datensätzen abgebildeten Grundgesamtheiten auch noch andere Faktoren die Differenzen der Stundenlohnverteilungen treiben, denen die beiden folgenden Kapitel nachgehen.

Abbildung 4.1.1

Empirische und kontrafaktische Lohnverteilungen von SOEP und VSE 2014 nach DiNardo et al. (1996)



Quellen: SOEP.v34, VSE 2014. – Anmerkungen: Diese Abbildung stellt separat für geringfügige und sozialversicherungspflichtige Beschäftigung Kernichtefunktionen der Stundenlohnverteilungen in SOEP 2014 (vertragliche Stunden) und VSE 2014 sowie eine kontrafaktische Verteilung gewichtet folgend der Methodik von DiNardo et al. (1996) gegenüber.

²³ Aufgrund von technischen Einschränkungen kann die Dekompositionsanalyse leider nicht für die Jahre 2015 bis 2017 unter Verwendung der VE-Daten durchgeführt werden. Da die VE-Daten ausschließlich an einem isolierten Gastwissenschaftlerarbeitsplatz bei Destatis zu bearbeiten sind, lassen sie sich nicht mit SOEP-Daten zusammenführen.

4.2 Rundungen bei Angaben von Arbeitsstunden und Bruttomonatslohn

Im folgenden Abschnitt wird die Rolle von Rundungen in selbstberichteten Stunden- und Bruttomonatslöhnen für die beobachtete Anzahl von Beschäftigten mit einem Stundenlohn von weniger als 8,50 Euro analysiert. Rundungen können Folge von Unwissen oder Vertrauen auf Ungefähr-Angaben sein, sofern die Genauigkeit von Angaben nicht zwingend erforderlich ist. Rundungen treten in Umfragen zudem offenbar nicht rein zufällig auf. So zeigen Gideon et al. (2017), dass Rundungen häufiger bei Befragten mit geringeren kognitiven Fähigkeiten und schwächerer Umfragemotivation sowie bei komplexeren Fragestellungen vorkommen.

Während Arbeitsstunden und Löhne im Rahmen der VSE direkt von der mit der Lohnbuchhaltung beauftragten Stelle der befragten Unternehmen erfragt werden, machen die im SOEP befragten Beschäftigten auf Basis ihrer Erinnerung Angaben zu ihrem Bruttomonatsverdienst im letzten Monat und ihren - vertraglich vereinbarten und tatsächlich geleisteten – Arbeitszeiten. Dabei sind sie frei in der Angabe der Werte und sind beispielsweise nicht aufgefordert, bei Unsicherheit etwa ihre Gehaltsabrechnung heranzuziehen. Diese Freiheiten lassen vermuten, dass die Angaben zu Arbeitszeit und Arbeitseinkommen im SOEP wenigstens zu einem gewissen Anteil infolge von Rundungen ungenau sind.

Variablen, die von Rundungseffekten betroffen sind, unterliegen normalerweise einem sogenannten klassischen Messfehler. Von einem klassischen Messfehler spricht man, wenn die gerundete Variable zufällig um den wahren Wert streut. Einige Personen runden die betroffene Variable auf den nächsthöheren runden Wert auf, andere runden auf den nächstniedrigeren Wert ab. Ein solcher klassischer Messfehler wirkt sich in der Regel lediglich auf die Präzision empirischer Ergebnisse aus. Im Kontext der Mindestlohnforschung jedoch können Rundungen an der Mindestlohngrenze zu Fehlklassifikationen von Personen führen. Im SOEP erscheint insbesondere die Abfrage nach dem Gesamtbruttomonatslohn anfällig für gerundete Angaben, welche sich somit auch in einen Messfehler in den errechneten Stundenlöhnen übersetzen.

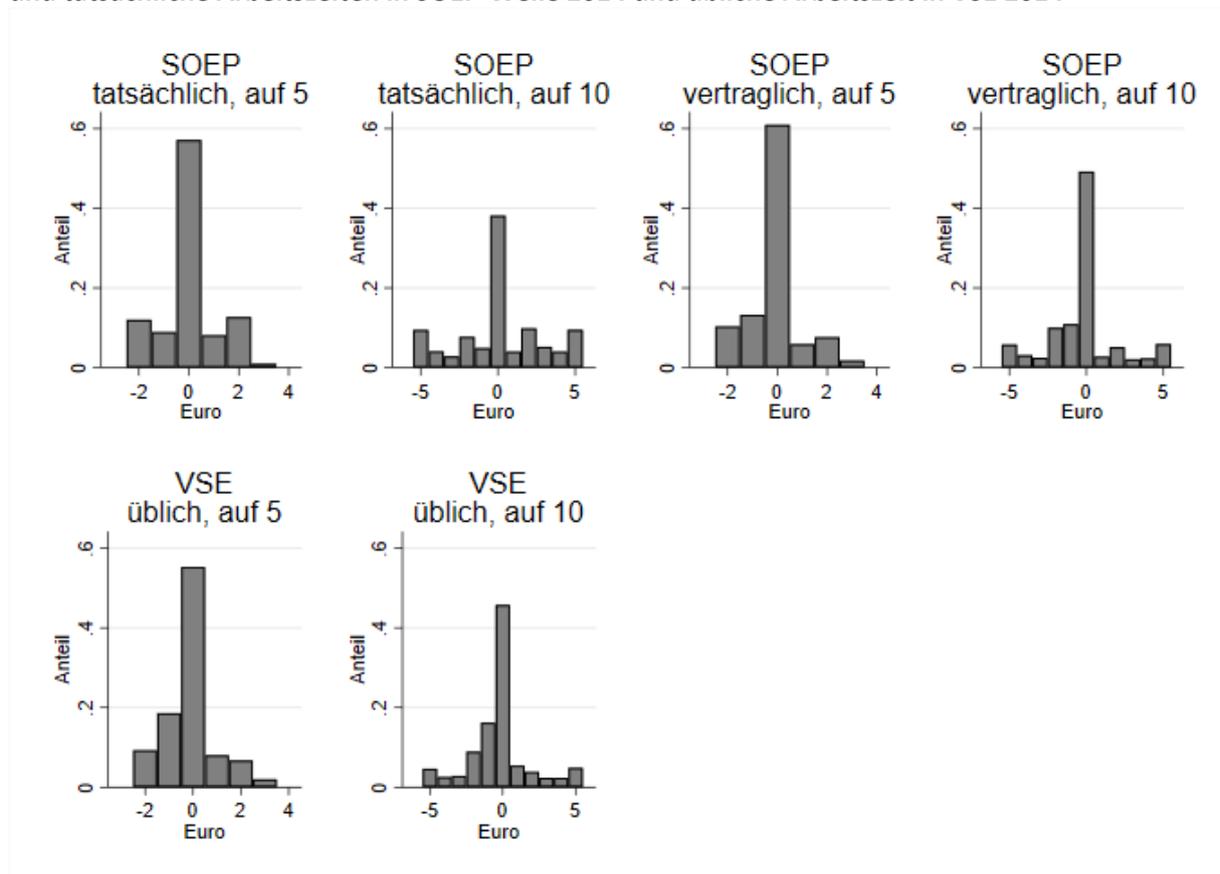
Die binäre Natur einer Klassifizierung in über/unter 8,50 Euro führt selbst im Falle von geringen Rundungen zu verzerrten Schätzungen über die Anzahl von Personen unter der Mindestlohngrenze. Dabei können bereits sehr kleine Rundungsfehler zu erheblichen Überschätzungen des Anteils der Beschäftigten unter 8,50 Euro führen. Ritchie et al. (2017) beschreiben etwa eine Situation, bei der bereits ein technisch bedingter Rundungsfehler von einem Cent in britischen Registerdaten zu einer Überschätzung der Rate der Nichteinhaltung des Mindestlohns um 3 Prozentpunkte führte.

Im Folgenden wird abgeschätzt, wie sich Rundungsfehler in den Angaben zu Arbeitszeiten und Monatsentgelten im SOEP auf die auf dieser Basis berechneten Anteile von Beschäftigten mit Stundenlöhnen unterhalb der Mindestlohngrenze auswirken. Eine wesentliche Schwierigkeit dabei ist, dass nicht jede in den Daten vorkommende runde Stunden- oder Lohnangabe das Ergebnis einer Rundung ist, sondern auch die tatsächlichen Verhältnisse wiedergeben kann. Ein Ansatzpunkt, um diese Schwierigkeit zu überwinden, ist der Abgleich mit externen Daten, die mutmaßlich weniger stark mit Rundungsfehlern behaftet sind.

Hierfür bieten sich im vorliegenden Kontext die Daten der VSE 2014 an. Da sich die SOEP-Daten auf individueller Ebene nicht mit dieser Datenquelle verknüpfen lassen, ist zwar kein direkter Abgleich auf der Personenebene möglich. Wenn man unterstellt, dass die Unterschiede in Stichprobenziehungen und Grundgesamtheiten zwischen SOEP und VSE sich nicht im individuellen Rundungsverhalten auswirken, kann ein Vergleich der relativen Häufigkeiten runder Werte in beiden Datensätzen Anhaltspunkte zur Verbreitung von Rundungen liefern. Unterstellt man zusätzlich, dass die direkt aus der Lohnbuchhaltung resultierenden Angaben der VSE 2014 die wahre Inzidenz von runden Werten beschreiben, bedeuten darüber hinaus gehende Häufungen runder Werte im SOEP, dass die befragten Beschäftigten bei ihren Selbstauskünften gerundet haben.

Abbildung 4.2.1

Häufigkeitsverteilungen in der Umgebung von runden Angaben zu den Arbeitszeiten, vertragliche und tatsächliche Arbeitszeiten in SOEP-Welle 2014 und übliche Arbeitszeit in VSE 2014



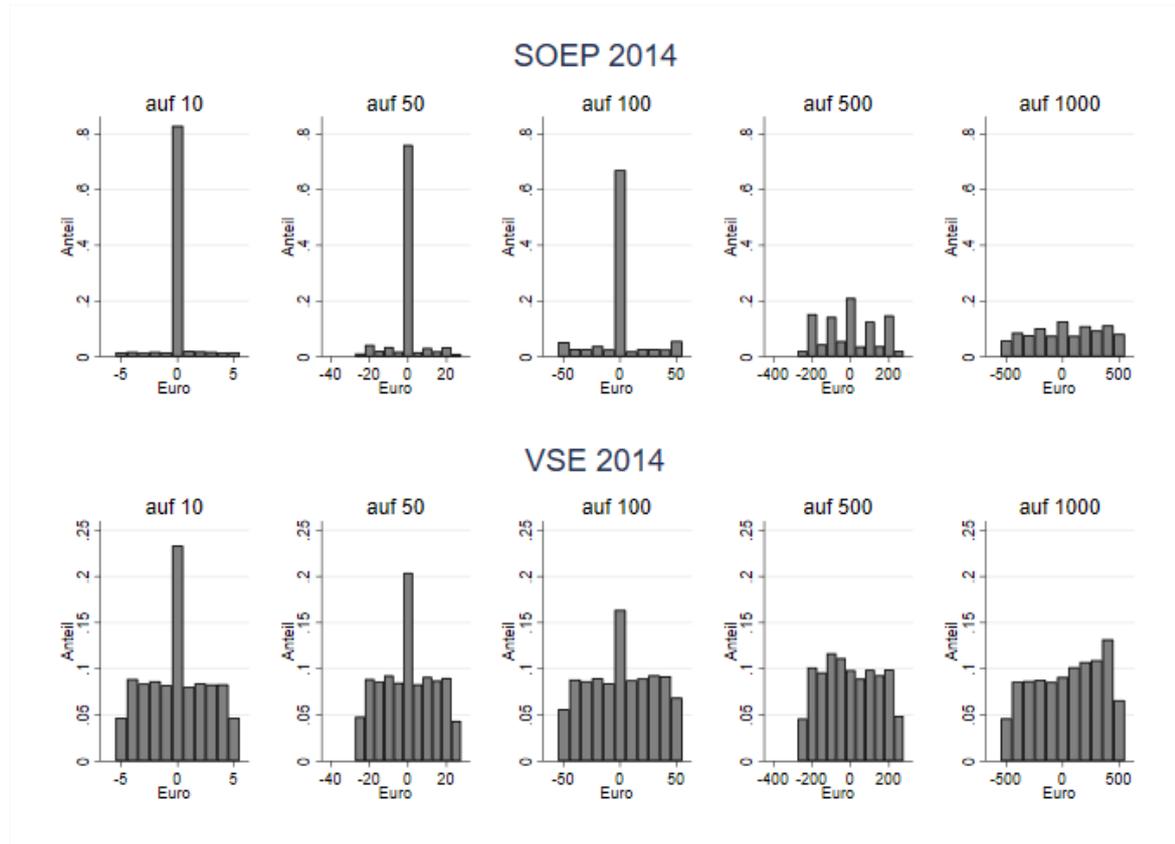
Quellen: SOEP.v34, VSE 2014. – Anmerkungen: Diese Abbildung stellt relative Häufigkeiten runder Werte zu 5 und 10 Stunden in SOEP und VSE gegenüber. Für das SOEP werden Werte separat für tatsächliche und vertragliche Stunden angegeben. Für die VSE wird die regelmäßige Arbeitszeit angegeben, da nur diese auf Wochenbasis erhoben werden. Die X-Achse stellt Stundenangaben relativ zur nächsten gerundeten Angabe an. Die Y-Achse gibt relative Häufigkeiten der jeweiligen Angaben an. Die Häufigkeitsspitzen bei $X=0$ weisen erhöhte Angaben von runden Werten an. Die Ergebnisse basieren auf den Querschnittstichproben entsprechend der Abgrenzung in Kapitel 2.3.

Abbildung 4.2.1 stellt zunächst die Häufigkeitsverteilungen in der Umgebung runder Stundenangaben auf volle 5 bzw. 10 Stunden im SOEP und der VSE gegenüber. Bei der Interpretation ist zu beachten, dass sich die Erhebungskonzepte zu Arbeitsstunden zwischen dem SOEP und der VSE unterscheiden. Während das SOEP getrennt nach der vereinbarten und tatsächlich geleisteten wöchentlichen Arbeitszeit fragt, wird in der VSE 2014 die *übliche* wöchentliche Arbeitszeit erfasst. Die abweichenden Erhebungskonzepte erschweren einen direkten Vergleich der Stundenangaben hinsichtlich der Rundungswahrscheinlichkeiten. Die Häufigkeiten runder Stundenangaben erscheinen jedoch recht ähnlich, insbesondere, wenn man die Verteilungen für die im SOEP erfassten vertraglichen Stunden und die in der VSE 2014 erfassten üblichen Wochenarbeitsstunden vergleicht. Dies lässt vermuten, dass die Rundungsfehler bei den Arbeitszeitgrößen im SOEP nicht massiv stärker ausgeprägt sind als in der VSE 2014.

Abbildung 4.2.2 stellt die Häufigkeitsverteilungen in der Umgebung von runden Werten des Bruttomonatslohns zu jeweils vollen 10-, 50-, 100-, 500- und 1.000-Werten dar. Im Vergleich zu den Arbeitszeitangaben ist in den SOEP-Daten beim Bruttomonatslohn die relative Häufigkeit runder Werte gegenüber nicht-runden Werten deutlich stärker ausgeprägt. So geben über 80 Prozent aller Beschäftigten mit positivem Bruttomonatslohn einen auf 10 Euro runden Betrag an, 74 Prozent einen auf 50 Euro

Abbildung 4.2.2

Häufigkeitsverteilungen in der Umgebung von runden Angaben zum Monatsbruttolohn in SOEP-Welle 2014 und VSE 2014



Quellen: SOEP.v34, VSE 2014. – Anmerkungen: Diese Abbildung stellt relative Häufigkeiten runder Werte des Gesamtbruttomonatseinkommens zu 10, 50 und 100 Euro in SOEP und VSE gegenüber.

runden Betrag. Bei fast zwei Drittel der Angaben zum Bruttomonatslohn im SOEP ist der Betrag sogar auf 100 Euro rund. In den Daten der VSE 2014 zeigt sich diesbezüglich ein deutlich anderes Bild. Nur 24 Prozent hatten gemäß dieser Datenquelle einen auf 10 Euro runden, 13 Prozent einen auf 50 Euro runden und 8 Prozent einen auf 100 Euro runden Bruttomonatslohn. Erst bei auf 500 oder 1.000 Euro gerundeten Beträgen sind relative Häufungen – weder in der VSE 2014 noch im SOEP – kaum noch ausgeprägt.

Es gibt demnach Hinweise, dass zumindest bis auf die Ebene von 100 Euro gerundete Angaben bei den Selbstauskünften im SOEP zum Bruttomonatslohn gehäuft vorkommen. Gerade bei niedrigen Bruttoeinkommen könnte sich dieses Verhalten substantziell auf die daraus abgeleiteten Stundenlöhne auswirken. Allerdings scheint die Inzidenz von Rundungsfällen entlang der Lohnverteilung unterschiedlich stark ausgeprägt zu sein (Tabelle 4.2.1). So steigt im SOEP die Wahrscheinlichkeit, einen zu 100 Euro runden Betrag für den Monatslohn anzugeben, mit steigendem Einkommensniveau systematisch an. Dies zeigt sich in der Tendenz auch bei Rundungen auf 10 Euro und 50 Euro. Allerdings macht sich hier die Häufung exakter Angaben zum Bruttolohn an der Geringfügigkeitsschwelle bei 450 Euro in einem leichten Abfall der Inzidenz runder Werte bei Monatsbruttolöhnen von 500 bis unter 1.000 Euro bemerkbar.

Die VSE 2014 weist demgegenüber mit steigendem Lohnniveau *sinkende* Häufigkeiten runder Angaben auf. So sinkt die Wahrscheinlichkeit, ein auf 10 Euro rundes Monatseinkommen zu verdienen, von immerhin 43 Prozent bei Monatsgehältern unter 499 Euro auf nur noch 16 Prozent bei Gehältern ab 2.500 Euro. Eine mögliche Erklärung ist die höhere Bedeutung runder Jahresgehälter in qualifizierten Positionen, die sich in unrunder Monatsgehältern niederschlagen.

Tabelle 4.2.1

Relative Häufigkeiten runder Monatslöhne in SOEP und VSE/VE in 2014

Anteile

Gehaltsklasse	Wahrscheinlichkeit runder Werte								
	auf 10 Euro			auf 50 Euro			auf 100 Euro		
	SOEP	VSE	Differenz	SOEP	VSE	Differenz	SOEP	VSE	Differenz
bis 499 Euro	0,78	0,43	0,35	0,57	0,30	0,27	0,31	0,15	0,16
500-999 Euro	0,75	0,30	0,46	0,50	0,17	0,33	0,32	0,12	0,20
1.000-1.499 Euro	0,81	0,25	0,56	0,69	0,14	0,55	0,58	0,10	0,48
1.500-1.999 Euro	0,85	0,25	0,59	0,76	0,15	0,61	0,66	0,11	0,55
2.000-2.499 Euro	0,85	0,22	0,63	0,78	0,13	0,66	0,71	0,10	0,62
mehr als 2.500 Euro	0,84	0,16	0,68	0,79	0,08	0,71	0,74	0,06	0,68

Quellen: SOEP.v34, VSE 2014, VE 2015-2017. – Anmerkungen: Diese Tabelle stellt die relative Häufigkeit von zu 10, 50 und 100 Euro runder Werte des Gesamtbruttomonatseinkommens getrennt nach Gehaltsklassen in SOEP und VSE/VE dar. Gewichtete Ergebnisse. Die Ergebnisse basieren auf den Querschnittsstichproben entsprechend der Abgrenzung in Kapitel 2.3.

Somit könnten vor allem die selbstberichteten Bruttomonatslöhne des SOEP und weniger die Arbeitszeiten einem substanziellen klassischen Messfehler unterliegen. Ein solcher Fehler überträgt sich auf die daraus berechneten Werte des Bruttostundenlohns und könnte so zu einer Überschätzung der Inzidenz von Löhnen unterhalb der gesetzlich vorgegebenen Lohnuntergrenze beitragen.²⁴ In welchem Ausmaß die Unterschiede in der Häufigkeit runder Werte zwischen SOEP und VSE die Unterschiede von Beschäftigten unter 8,50 Euro Stundenlohn erklären können, kann anhand einer einfachen Simulation bestimmt werden. Grundlage dieser Simulation sind die in Tabelle 4.2.1 zusammengefassten Unterschiede in den Häufigkeiten runder Werte nach Gehaltsklassen. Davon ausgehend wird unterstellt, dass die Häufigkeit runder Werte in der VSE 2014 das tatsächliche Auftreten runder Werte beschreibt. Unter dieser Voraussetzung beschreibt die Differenz der Inzidenz runder Werte zwischen SOEP und VSE 2014 die Inzidenz des klassischen Messfehlers durch Rundungen im SOEP. Folgt man diesem Ansatz, runden beispielsweise 35 Prozent der Beschäftigten mit einem Bruttomonatslohn unter 500 Euro ihre Lohnangabe auf 10 Euro.

Um zu illustrieren, wie stark sich die Rundungen, wie sie für die SOEP-Daten charakteristisch sind, bzw. der damit verbundene klassische Messfehler auswirken können, wird im Folgenden eine von den Daten der VSE 2014 ausgehende Simulation durchgeführt. Im ersten Schritt wird dazu unterstellt, dass alle Arbeitgeberinnen und Arbeitgeber sich exakt an eine Lohnuntergrenze von 8,50 Euro Stundenlohn halten. Alle Beobachtungen mit einem Stundenlohn von weniger als 8,50 Euro werden entsprechend genau auf diese Schwelle angehoben. Die so modifizierte Verteilung weist eine entsprechende Häufung von Stundenlöhnen direkt an der vorgegebenen Lohnuntergrenze auf (Abbildung 4.2.3). In einem zweiten Schritt werden die bei Annahme einer unveränderten Anzahl von entlohnten Arbeitsstunden resultierenden Monatslöhne mit einem Rundungsfehler entsprechend der Werte in Tabelle 4.2.1 derart modifiziert, dass die Häufigkeit von auf 10, 50 und 100 Euro runder Werte der Häufigkeit im SOEP entspricht. Also werden zum Beispiel bei Monatslöhnen unter 500 Euro 35 Prozent der Werte mit nicht runden Angaben auf den entsprechenden nächsten zu 10 Euro runden Wert auf- oder abgerundet. Die

²⁴ Außerdem verhindert ein klassischer Messfehler die präzise Erfassung der Mindestlohnrelevanz auf Personenebene. Werden Personen anhand selbstberichteter Stundenlöhne hinsichtlich ihrer persönlichen Mindestlohnrelevanz klassifiziert, kann dies bei Anwendung einer Differenz-in-Differenzen-Strategie auf individueller Ebene zu einer Unterschätzung des Effekts des Mindestlohns auf Zielgrößen führen. Bossler/Westermeier (2019) diskutieren eine so resultierende *treatment dilution* und mögliche Gegenmaßnahmen.

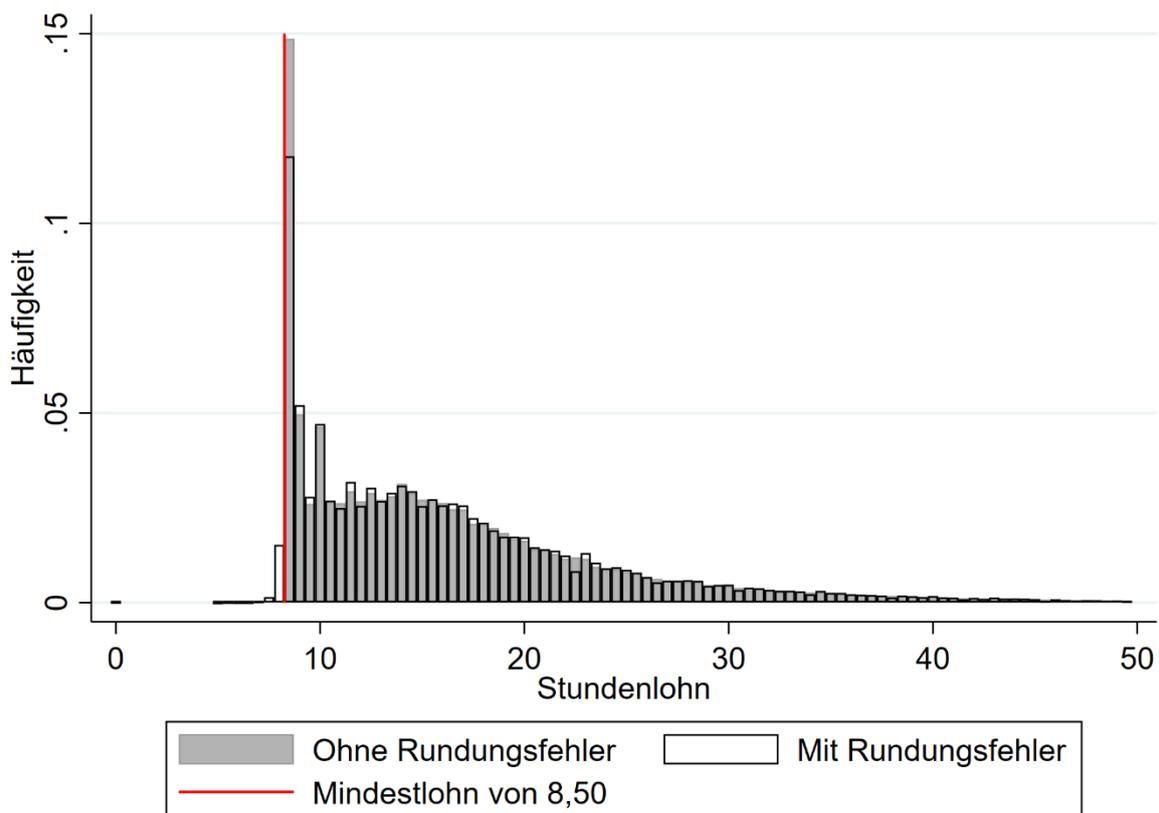
auf diese Weise resultierende Verteilung der Stundenlöhne weist infolge der simulierten Messfehler 1,7 Prozent Stundenlohnbeobachtungen unter 8,50 Euro auf; die entspricht hochgerechnet etwa 600.000 Fällen. Dieser hohe Wert ergibt sich aus der Häufung von Fällen exakt auf oder leicht oberhalb der Mindestlohnschwelle.

Allerdings verändern die Rundungsfehler in den Monatslöhnen die abgeleiteten Stundenlöhne zahlenmäßig nur wenig. Entsprechend bewegen sich die simulierten Lohnbeobachtungen unter 8,50 Euro ganz überwiegend in einem engen Bereich unterhalb der Mindestlohnschwelle. Somit können Rundungseffekte nur einen kleinen Bruchteil der hochgerechnet 1,4 Millionen Fälle von Beschäftigten erklären, die gemäß Auswertungen des SOEP-Daten durch Burauel et al. (2018) im Jahr 2015 einen Lohn von fünf oder mehr Prozent unterhalb von 8,50 Euro pro Arbeitsstunde erhielten. Die in Abbildung 4.2.3 gezeigte Verteilung mit simuliertem Messfehler infolge von Rundungen im Monatseinkommen umfasst lediglich 106.000 Beschäftigte mit Stundenlöhnen in diesem Bereich. Mit anderen Worten lassen sich rund 1,3 Millionen der von Burauel et al. (2018) festgestellten Unterschreitungen des gesetzlichen Mindestlohns nicht ohne Weiteres auf Rundungseffekte zurückführen.

Zusammenfassend lässt sich konstatieren, dass im SOEP gerundete Werte vor allem bei den Angaben zu den Monatseinkommen stärker ausgeprägt sind als in der VSE/VE. Bei den Angaben zu den Arbeitszeiten scheinen Unterschiede im Rundungsverhalten dagegen wenig bedeutsam. Der mit Rundungen verbundene Messfehler in den Stundenlöhnen kann dazu führen, dass in den SOEP-Daten Lohnbe

Abbildung 4.2.3

Simulierte Mindestlohnreform mit und ohne Rundungsfehler, Basis VSE 2014



Quellen: SOEP.v34, VSE 2014, VE 2015-2017. – Anmerkungen: Beobachtete Stundenlöhne gemäß VSE 2014 unter 8,50 Euro werden auf 8,50 Euro angehoben (Szenario ohne Rundungsfehler, graue Balken). In den Rechnungen mit Rundungsfehler (weiße Balken) wird die simulierte Verteilung zusätzlich gemäß den anhand der in Tabelle 4.2.1 dargestellten Differenzen in der Häufigkeit runder Werte bei den Monatseinkommen zwischen SOEP und VSE 2014 modifiziert.

obachtungen in einem engen Bereich unterhalb der gesetzlichen Lohnuntergrenze vorkommen, obwohl der tatsächliche Stundenlohn auf dieser Grenze oder darüber liegt. Dies spricht dafür, bei Schätzungen zur Inzidenz der Nichteinhaltung des Mindestlohns ein schmales Band von Beobachtungen unterhalb der Mindestlohnschwelle auszunehmen. Andererseits sind die Rundungseffekte in den anhand der SOEP-Daten ermittelten Stundenlöhnen nicht so stark ausgeprägt, dass sie die häufig auftretenden Lohnbeobachtungen weit unterhalb der Mindestlohnschwelle erklären könnten.

4.3 Unbeobachtbare zeitinvariante Einflüsse

Die Möglichkeit, dass die gesetzlichen Vorschriften zum Mindestlohn nicht eingehalten oder vorschriftswidrig umgangen werden, spielt eine wichtige Rolle für die öffentliche Debatte zur Wirkung und zu den Folgen des Mindestlohngesetzes. Der Umfang der Nichteinhaltung des gesetzlichen Mindestlohns ist jedoch umstritten. Abschätzungen zur Anzahl der Beschäftigten, die weiterhin unterhalb der Mindestlohnschwelle entlohnt werden, kommen auf Basis von SOEP und VE zu sehr unterschiedlichen Ergebnissen. So führen Berechnungen des DIW Berlin auf Basis der vertraglichen Stundenlöhne des SOEP zu der Schlussfolgerung, dass ein hoher Anteil der Berechtigten weniger verdient als den vorgeschriebenen Mindestlohn. Im Jahr 2015 gab es demnach 2,07 Millionen Beschäftigungsverhältnisse im Geltungsbereich des Mindestlohns mit einem rechnerischen Stundenlohn von weniger als 8,50 Euro. In 2016 sank diese Zahl nur leicht auf 1,83 Millionen (Burauel et al. 2017). In den Verdiensterhebungen zeigt sich dagegen seit Inkrafttreten des Mindestlohngesetzes eine deutliche Häufung von Stundenentgelten auf oder knapp oberhalb der Mindestlohngrenze, was als Indiz für eine Einhaltung der gesetzlichen Vorgaben durch die Arbeitgeberinnen und Arbeitgeber gedeutet werden kann (Dütsch et al. 2019). Zudem fallen die Zahlen der Fälle, in denen Beschäftigte weniger als den Mindestlohn erhielten, mit 1,4 Millionen in der VE 2015 und 1,1 Millionen in der VE 2016 weitaus kleiner aus als in den auf SOEP-Daten basierenden Analysen.

Interpretiert man die anhand der SOEP-Daten hochgerechneten Zahlen der Beschäftigten mit Stundenlöhnen unterhalb der Mindestlohnschwelle als das wahre Ausmaß der Nichteinhaltung des Mindestlohns, bedeutet dies zugleich, dass die im Rahmen der VE erhobenen Daten in dieser Hinsicht fehlerbehaftet sein müssen. Entsprechende Fehler können sich etwa daraus ergeben, dass die Teilnahme an der VE anders als die Teilnahme an der VSE für die Betriebe nicht verpflichtend ist. Demnach könnten Betriebe, die den Mindestlohn nicht einhalten, sich gegen die Teilnahme an der Erhebung entschieden haben, um nicht auf diese Weise entdeckt zu werden. Darüber hinaus haben auch teilnehmende Betriebe einen Anreiz zu strategischen Fehlantworten, um zu vermeiden, dass von ihnen begangene Verstöße gegen den Mindestlohn erkennbar werden.²⁵ Andererseits kann auch nicht ohne weiteres ausgeschlossen werden, dass die VE-Daten das wahre Ausmaß der Nichteinhaltung des Mindestlohns erfassen, während die Befragungsdaten des SOEP die Stundenlohnverteilung im vom Mindestlohn betroffenen Bereich nicht exakt widerspiegeln.

Vor diesem Hintergrund geht der folgende Abschnitt der Frage nach, inwieweit die nach Einführung des allgemeinen Mindestlohns beobachteten Differenzen zwischen SOEP und VE hinsichtlich der Anteile von Beschäftigungsverhältnissen mit Stundenlöhnen unterhalb der gesetzlichen Lohnuntergrenze auch auf latente systematische Unterschiede zwischen den Datensätzen zurückgehen könnten, die unabhängig vom Mindestlohn wirken und bereits vor Einführung des Mindestlohns präsent waren. Ist eine solche alternative Erklärung mit den in beiden Datenquellen gemessenen Stundenlohnverteilungen kompatibel, kann auf dieser Basis die Hypothese, dass die SOEP-Daten das wahre Ausmaß der Nichteinhaltung des Mindestlohns erfassen, zwar nicht verworfen werden; dasselbe gilt aber auch für die Vermutung, die VE-Daten gäben das wahre Ausmaß der Nichteinhaltung wider. Vielmehr werden

²⁵ Technische Unterschreitungswarnungen in Lohnabrechnungsprogrammen könnten unterstützen, dass formal korrekte Löhne erfasst werden, obwohl die betriebliche Praxis eine andere ist.

bei diesem Ergebnis zwei alternative, beobachtungsäquivalente Erklärungen von den vorliegenden Daten gestützt. Es braucht dann zusätzliche Informationen und Daten, um die alternativen Erklärungsansätze gegeneinander zu testen.

Die folgende Untersuchung der Frage nach latenten Differenzen zwischen den in den Verdiensterhebungen und im SOEP gemessenen Stundenlohn Daten geht von einer Literatur aus, die systematische Abweichungen zwischen administrativen Daten oder Firmendaten auf der einen Seite und Umfragedaten auf der anderen Seite anhand von strukturellen Messfehler-Modellen beschreibt (Bound, Krueger 1991, Pischke 1995). Das grundlegende Ziel ist dabei, Regelmäßigkeiten in den Unterschieden von Merkmalen gleicher oder vergleichbarer individueller Untersuchungseinheiten zu erkennen, die auf unterschiedliche Weise erhoben wurden. Diagnostizierte Regelmäßigkeiten, wie etwa Unterschiede in der Lage von Stundenlohnverteilungen oder eine unterschiedliche Streuung von Stundenlöhnen je nach Erhebungsinstrument können helfen, die Validität von Befragungsdaten besser einzuschätzen.

In der Regel beruhen entsprechende Analysen auf Datenumgebungen, in denen Umfrage- und registrierte Daten auf der Ebene individueller Untersuchungseinheiten direkt miteinander verknüpft werden können. So verwendet Pischke (1995) Daten der PSID Validation Study, die Daten aus dem Lohnbuchhaltungssystem der teilnehmenden Firmen mit Befragungsdaten auf Basis der Instrumente der *Panel Study of Income Dynamics verknüpft*. Eine solche Verknüpfung ist zwischen SOEP und VSE/VE nicht möglich, weil die Untersuchungseinheiten der beiden Befragungen nicht deckungsgleich sind. Deswegen wird im vorliegenden Kontext ein simulationsbasierter Ansatz verwendet. Dieser erlaubt, auch ohne direkten Vergleich der Stundenlöhne bestimmter Einzelpersonen Schätzungen zur Charakterisierung der Struktur der latenten Abweichungen zwischen SOEP und VSE/VE vorzunehmen.

Konkret stützt sich der gewählte Ansatz darauf, dass die Lohnverteilungen von SOEP und VSE 2014, also bereits im Jahr vor Einführung des Mindestlohns, wie oben herausgearbeitet, systematisch voneinander abweichen, selbst wenn man für den Vergleich vergleichbare Grundgesamtheiten zugrunde legt (vgl. Abbildung 4.1.1). Solche systematischen Abweichungen können verschiedene Gründe haben, etwa Unterschiede in latenten Merkmalen der Untersuchungseinheiten bei unterschiedlicher Herangehensweise an die Stichprobenziehung, den Einsatz unterschiedlicher Erhebungsinstrumente und Erhebungsmethoden, aber auch Messfehler durch Unterschiede in der Präzision der Erhebungsinstrumente.

Die Bestimmung der Parameter der latenten Abweichungsstruktur zwischen den beiden Datensätzen beruht darauf, dass die Stundenlohnverteilung auf Basis der SOEP-Daten erreicht werden kann, indem die Stundenlohnverteilung auf Basis der VSE 2014 mit einer Verteilung von strukturellen Abweichungen überlagert wird. Diese modellierten Abweichungen werden derart geschätzt, dass sie die – hypothetischen – Lohnbeobachtungen einer Person, die in beiden Datensätzen enthalten ist, bestmöglich abbildet. Um diese Übereinstimmung zu gewährleisten, enthält das spezifizierte Abweichungsmodell neben einer allgemein geltenden, also jede Beobachtung in der Untersuchungsgesamtheit berührenden Komponente auch eine idiosynkratische, das heißt individuell verschiedene Komponente. Die Parameter des Abweichungsmodells können durch einen Vergleich der im SOEP und in der VSE 2014 vor Einführung des Mindestlohns beobachteten Stundenlohnverteilungen mittels der sogenannten Methode simulierter Momente bestimmt werden. Eine formale Darstellung des Ansatzes und nähere Diskussion seiner technischen Aspekte findet sich in Anhang A1.

Die vorgegebene allgemeine Struktur des Abweichungsmodells orientiert sich an der einschlägigen Literatur zu nicht-klassischen Messfehlern bei der Gegenüberstellung von administrativen und Umfragedaten (Kapteyn, Ypma 2007, Bossler, Westermaier 2019). Sie spezifiziert eine Kombination von drei unterschiedlichen Faktoren, die zu systematischen Abweichungen zwischen den Lohnangaben in der VSE 2014 und im SOEP beitragen könnten:

- Systematischer Mittelwertunterschied. Eine solche Differenz kann sich aus grundlegenden Unterschieden der Erhebungsweise ergeben, etwa im Hinblick auf die Herangehensweise beim

Aus- oder Einschluss von bestimmten Lohnbestandteilen, oder aus Unterschieden bei den un beobachteten Merkmalen der abgebildeten Grundgesamtheiten. Der Mittelwertunterschied wird durch einen zu schätzenden Lageparameter charakterisiert, durch den jedes Element der Lohnverteilung gemäß SOEP gegenüber der Lohnverteilung gemäß VSE 2014 um einen festen Euro-Betrag nach oben oder unten verschoben sein kann.

- Klassischer Messfehler. Dieser erfasst, dass zwei einzelne Beobachtungen desselben Sachverhalts in nicht-systematischer bzw. zufälliger Weise voneinander abweichen – etwa als Ergebnis von unterschiedlichem Rundungsverhalten, wie in Kapitel 4.2 diskutiert. Dies bringt eine systematische Differenz in der Streuung der Lohnbeobachtungen in den auf Grundlage von SOEP und VSE 2014 berechneten Verteilungen mit sich. Der klassische Messfehler wird dadurch charakterisiert, dass jedes Element der Lohnverteilung gemäß SOEP gegenüber der Lohnverteilung gemäß VSE 2014 zufällig um einen Euro-Betrag abweichen kann, der einer Normalverteilung mit Mittelwert Null und einer zu schätzenden Varianz folgt.
- Mittelwertrückkehr bzw. Mean-Reversion-Effekt. Damit wird die in der Literatur umfassend dokumentierte Neigung von an Personenbefragungen Teilnehmenden erfasst, niedrige Löhne systematisch zu hoch und hohe Löhne systematisch zu niedrig anzugeben (Bound, Krueger 1991, Black et al. 2000). Ein Mean-Reversion-Effekt kann zum Teil auch mechanisch bedingt sein: Beschäftigte mit niedrigen Löhnen haben weniger Spielraum nach unten als nach oben, wenn sie sich bei der Angabe ihrer Löhne irren. Das Phänomen der Mittelwertrückkehr wird im spezifizierten Abweichungsmodell dadurch charakterisiert, dass die Differenz zwischen den Lohnbeobachtungen auf Grundlage von SOEP und VSE 2014 um einen linear-proportionalen Faktor absolut größer wird, je weiter die individuelle Lohnbeobachtung in den VSE-Daten oberhalb oder unterhalb des Durchschnitts aller Lohnbeobachtungen in den VSE-Daten liegt. Das bei Mittelwertrückkehr erwartete Vorzeichen des zu schätzenden Proportionalitätsfaktor ist positiv, so dass Beobachtungen oberhalb (unterhalb) des Durchschnittslohns mit positiven (negativen) Abweichungen von Angaben im SOEP im Vergleich zu Angaben in der VSE 2014 verbunden sind.

Im Fortgang der Analyse wird unterstellt, dass die latenten Faktoren, die hinter den anhand der vor der Mindestlohneinführung beobachteten Differenzen der Stundenlohnverteilungen geschätzten Parametern des Abweichungsmodells liegen, über die Mindestlohneinführung hinaus weiter auf die im SOEP und in den Verdiensterhebungen beobachteten Stundenlöhne einwirken. Daneben ist nicht auszuschließen, dass mit Inkrafttreten des Mindestlohns weitere strukturelle Faktoren hinzukommen, aus denen sich systematische Unterschiede zwischen den Lohnbeobachtungen in beiden Datenquellen speisen. Dies ergibt sich insbesondere aus der anders als bei der VSE 2014 bestehenden Freiwilligkeit der Mitwirkung der Arbeitgeberinnen und Arbeitgeber an den VE und dem Anreiz zu strategischem Reporting, um Verstöße gegen die gesetzlichen Bestimmungen zum Mindestlohn nicht offen zu legen. Mit beiden Faktoren ist die Erwartung verbunden, dass die Lohnverteilung im Bereich unterhalb der Mindestlohnschwelle in den VE-Daten im Vergleich zu den SOEP-Daten systematisch nach oben verzerrt ist. Inwieweit dies der Fall ist, lässt sich anhand der vorliegenden Daten aber nicht ermitteln.

Allerdings lassen sich die anhand der Stundenlohnbeobachtungen vor Einführung des Mindestlohns geschätzten Parameter des Abweichungsmodells nutzen, um einzuschätzen, welche Anzahl der Stundenlohnbeobachtungen unterhalb der Mindestlohnschwelle in den SOEP-Daten nach Einführung des Mindestlohns nicht mit den modellierten unabhängig vom Mindestlohn auftretenden latenten Unterschieden zwischen den beiden Datenwelten konsistent ist. Je größer diese Anzahl, umso stärker ist die Vermutung begründet, dass gezahlte Löhne unterhalb der Mindestlohnschwelle in den VE-Daten wegen selektiver Teilnahme oder Fehlangaben der Arbeitgeberinnen und Arbeitgeber systematisch überhöht sind.

Um dem nachzugehen, wird das Abweichungsmodell unter der Annahme, dass die für das Jahr 2014 geschätzten Modellparameter konstant bleiben, auf die Daten aus den Folgejahren nach Einführung des Mindestlohns übertragen.²⁶ Hierzu werden kontrafaktische Lohnverteilungen simuliert, indem zu jeder Stundenlohnbeobachtung in der VE 2015, VE 2016 und VE 2017 eine Realisation des vorgegebenen Abweichungsmodells hinzuaddiert wird. Die so simulierten Lohnverteilungen geben näherungsweise an, wie die Stundenlohnverteilung aussähe, wenn die Lohnangaben zu den in den VE abgebildeten Beschäftigungsverhältnissen im Rahmen der SOEP-Befragung erhoben worden wären und lediglich die im Abweichungsmodell berücksichtigten latenten Unterschiede zwischen den Datensätzen eine Rolle spielen würden.

Ein Vergleich der simulierten Verteilungen mit den anhand der SOEP-Daten beobachteten Stundenlohnverteilungen erlaubt somit eine Einschätzung, wie stark andere denkbare latente Abweichungen zwischen den Datenquellen eine Rolle spielen – insbesondere die potenziellen Verzerrungen der Lohnangaben in den VE durch selektive Teilnahme und systematische Fehlangaben bei Unterschreitung des Mindestlohns. Weicht eine simulierte Verteilung unterhalb der Mindestlohnschwelle stark von der zugehörigen beobachteten Stundenlohnverteilung gemäß SOEP ab, unterstützt dies die Vermutung, dass das SOEP Fälle von Nichteinhaltung des Mindestlohns erfasst, die in den VE-Daten nicht abgebildet werden. Sind andererseits die Unterschiede zwischen simulierter und im SOEP beobachteter Stundenlohnverteilung gering, bedeutet dies, dass die bereits vor Einführung des Mindestlohns identifizierbaren Unterschiede zwischen den Datenquellen ausreichen, um die nach Einführung des Mindestlohns beobachteten unterschiedlichen Fallzahlen im Stundenlohnbereich unterhalb der Mindestlohnschwelle zu erklären. In diesem Fall lässt sich aus den Stundenlohnbeobachtungen unterhalb der gesetzlichen Mindestlohngrenze im SOEP nicht ableiten, dass die VE-Daten die Verbreitung der Nichteinhaltung des Mindestlohns systematisch untererfassen.

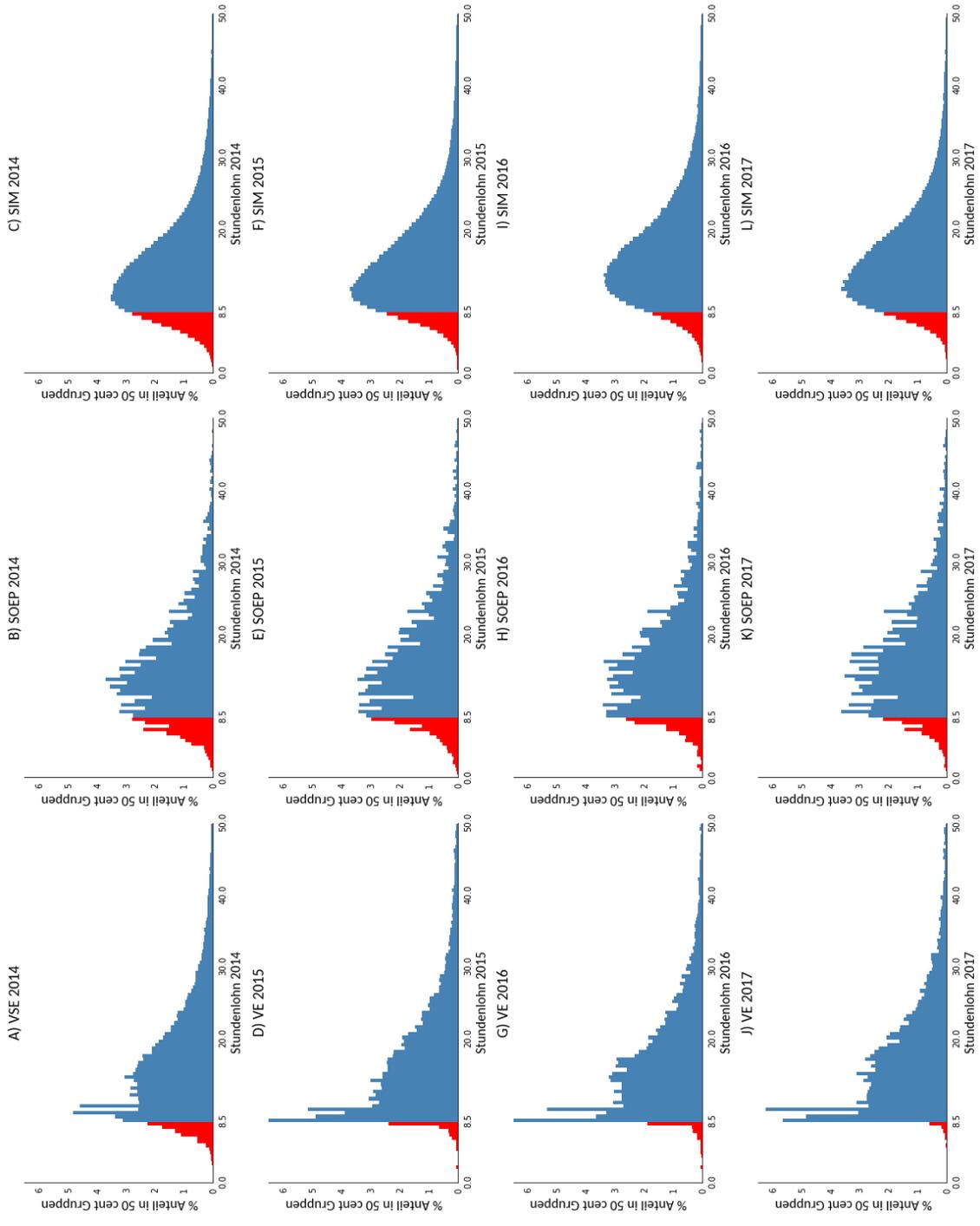
Diese Interpretation des Vergleichs simulierter und beobachteter Stundenlohnverteilungen setzt implizit voraus, dass die Parameter der im Abweichungsmodell abgebildeten latenten strukturellen Faktoren hinter systematischen Unterschieden der mit dem SOEP und den amtlichen Daten ermittelten Stundenlöhne nicht mit neuen latenten Treibern systematischer Abweichungen zwischen den Datenwelten interagieren, die sich in Folge der Einführung des Mindestlohns entwickelt haben. Diese für die Einordnung der Befunde wesentliche Additivitätsannahme lässt sich statistisch nicht testen.²⁷

Im Folgenden werden die Ergebnisse des hier entwickelten Simulationsansatzes dargestellt. Dem Vergleich liegen dabei in der bevorzugten Spezifikation die im SOEP erfassten vertraglich vereinbarten Arbeitszeiten sowie die in den VSE/VE erfassten üblichen Arbeitszeiten zugrunde. Ergebnisse auf Basis der im SOEP erfassten tatsächlichen Arbeitszeit werden unten für einen Robustheitscheck diskutiert.

²⁶ Diese Annahme lässt sich nicht statistisch testen. Prinzipiell ist nicht auszuschließen, dass die Einführung des Mindestlohns die Parameterwerte des spezifizierten Abweichungsmodells verändert. So könnte sich die Varianz des klassischen Messfehlers verkleinern, weil vom Mindestlohn betroffene Beschäftigte Lohnveränderungen bewusst wahrgenommen haben und darum gegenüber der Situation vor Einführung des Mindestlohns präzisere Angaben machen können. Wäre dies der Fall, könnte sich dies etwa in einer geringeren Inzidenz gerundeter Monatslöhne in den SOEP-Daten niederschlagen. Anhangabbildung A 4.1 illustriert jedoch, dass sich zumindest das Rundungsverhalten über die Mindestlohneinführung hinweg nicht substantiell verändert hat.

²⁷ Deswegen lässt sich aus geringen Abweichungen zwischen den simulierten und den im SOEP beobachteten Stundenlohnverteilungen auch nicht eindeutig schlussfolgern, dass die SOEP-Daten das wahre Ausmaß der Nichteinhaltung des Mindestlohns systematisch überzeichnen. Die Validierung der hier getroffenen Identifikationsannahmen ist eine wichtige Aufgabe für weiterführende Untersuchungen, um eine angemessene Interpretation der vorgestellten empirischen Befunde zu ermöglichen, geht aber über die Aufgabenstellung dieses Gutachtens deutlich hinaus.

Abbildung 4.3.1
Beobachtete und Simulierte Verteilungen



Quellen: SOEP.v34, VSE 2014, VE 2015-2017. – Anmerkungen: Dargestellt werden Stundenlohnverteilungen nach Jahren getrennt für SOEP, VSE/VE und simulierter Verteilung SIM. Die farblich abgesetzte Fläche weist Beobachtungen unter 8,50 Euro aus.

Tabelle 4.3.1

Zielmomente empirischer und simulierter Verteilungen, 2014-2017

in Prozent

	VSE/VE	SOEP	SIM
Zielmomente 2014			
Durchschnitt	17,25	17,48	16,85
Standardabweichung	11,09	9,34	9,46
Anteil Beschäftigte unter 8,50 EUR	11,35	11,13	11,06
Durchschnitt für Beschäftigte unter 8,50 EUR	7,11	6,67	6,58
Zielmomente 2015			
Durchschnitt	17,49	18,00	17,40
Standardabweichung	10,67	9,57	9,57
Anteil Beschäftigte unter 8,50 EUR	5,85	8,61	7,86
Durchschnitt für Beschäftigte unter 8,50 EUR	7,94	6,63	6,92
Zielmomente 2016			
Durchschnitt	17,74	18,33	17,50
Standardabweichung	12,57	10,12	11,24
Anteil Beschäftigte unter 8,50 EUR	5,04	7,31	7,30
Durchschnitt für Beschäftigte unter 8,50 EUR	7,93	6,79	6,90
Zielmomente 2017			
Durchschnitt	18,04	18,78	17,82
Standardabweichung	10,33	9,65	8,97
Anteil Beschäftigte unter 8,50 EUR	1,24	6,23	6,20
Durchschnitt für Beschäftigte unter 8,50 EUR	7,37	6,75	7,00

Quellen: SOEP.v34, VSE 2014, VE 2015-2017. – Anmerkungen: Diese Tabelle fasst Zielmomente der beobachteten empirischen Stundenlohnverteilungen von SOEP und VSE/VE sowie der anhand des Fehlermodells modifizierte VSE/VE-Verteilung SIM zusammen.

Die Teilabbildungen A) und B) in Abbildung 4.3.1 stellen die der Schätzung der Parameter des Modells der strukturellen Abweichungen zugrundeliegenden Verteilungen von SOEP und VSE 2014 gegenüber. Zugehörige Momente der gezeigten Verteilungen sind in Tabelle 4.3.1 zusammengefasst.²⁸ Vor Einführung des Mindestlohns unterscheiden sich die hochgerechneten Anteile der Stundenlöhne unterhalb von 8,50 Euro – 11,4 Prozent im SOEP und 11,1 Prozent in der VSE 2014 – zwischen den beiden Datensätzen nur unwesentlich. Dagegen liegt der durchschnittliche Stundenlohn in der SOEP-Verteilung 0,22 Euro niedriger als in der Verteilung gemäß VSE 2014. Außerdem auffällig ist die geringere Streuung der anhand der SOEP-Daten ermittelten Stundenlöhne. Diese widerspricht scheinbar der Erwartung, dass die Befragung der Beschäftigten einem stärkeren klassischen Messfehler unterliegt als die Abfrage der den Stundenlöhnen zugrundeliegenden Informationen bei den Arbeitgeberinnen und Arbeitgeber. Die höhere Streuung der Stundenlöhne gemäß VSE 2014 resultiert allerdings aus dem im Vergleich häufigeren Auftreten sehr hoher Stundenlöhne. Eine Erklärungsmöglichkeit hierfür ist eine reduzierte Mitwirkungsbereitschaft von Beschäftigten mit sehr hohen Stundenlöhnen im SOEP. Eine andere Erklärung wäre ein Mean-Reversion-Effekt, also systematisch zu niedrige Stundenlohnangaben

²⁸ Durch notwendige Datenaufbereitungsschritte für die Simulation unterscheiden sich Werte des Simulations-samples marginal von denen der Stichprobe, die den deskriptiven Analysen zugrunde liegt.

bei Beschäftigten mit hohem Lohnniveau. Vergleicht man die Verteilungen jenseits dieser elementaren Momente, fällt in der VSE 2014 eine Häufung von Stundenlöhnen im Bereich um 10 Euro auf, die in den SOEP-Daten für dasselbe Jahr nicht zu erkennen ist.

Die mithilfe der Methode der Simulierten Momente aus der Gegenüberstellung der beiden Stundenlohnverteilungen geschätzten Parameter des strukturellen Abweichungsmodells fasst Tabelle 4.3.2 zusammen. Die Schätzergebnisse unterstützen die Vermutung, dass alle drei im Modell spezifizierten latenten Quellen systematischer Abweichungen zwischen den anhand des SOEP und der VSE 2014 ermittelten Stundenlohnverteilungen bedeutsam sind. Erstens zeigt der geschätzte Verschiebungsparameter („shift“) an, dass die gesamte Stundenverteilung im SOEP im Jahr vor Einführung des Mindestlohns gegenüber der Stundenverteilung VSE 2014 nach unten hin verschoben ist. Zweitens ist der klassische Messfehler in den SOEP-Daten im Vergleich zu den Daten der VSE 2014 substantiell. Die geschätzte Standardabweichung, mit der individuelle Lohnangaben für die befragten Beschäftigten im Durchschnitt nach oben oder unten von den Lohnangaben abweichen, die in der VSE 2014 für diese Beschäftigten beobachtet würden, beträgt 2,52 Euro. Dies entspricht mehr als einem Viertel der gesamten Standardabweichung der Löhne in SOEP 2014. Drittens erscheint auch der geschätzte Mean-Reversion-Effekt bedeutend. Der Schätzwert des zugehörigen Parameters von 0,13 ist so zu interpretieren, dass in den SOEP-Daten der Stundenlohn von Beschäftigten mit gemäß VSE 2014 unterdurchschnittlichem Stundenlohn im Mittel um 13 Prozent der Abweichung zum Durchschnittsstundenlohn zu hoch erfasst würde. Umgekehrt würde der Stundenlohn von Beschäftigten mit überdurchschnittlichem Stundenlohn im Mittel um 13 Prozent der Abweichung zum Durchschnittsstundenlohn zu niedrig ausgewiesen.²⁹ Der Mean-Reversion-Effekt arbeitet somit entgegen einer höheren Anzahl von Beschäftigungsverhältnissen unter der Mindestlohnschwelle im SOEP gegenüber der VE, wird jedoch durch die weiteren Komponenten des Abweichungsmodells (Lageparameter, klassischer Messfehler) aufgewogen.

Tabelle 4.3.2

Parameter des Fehlermodells zwischen SOEP und VSE 2014

Modellparameter	Wert
Lageparameter	-0,22
Streuungsparameter (Standardabweichung)	2,52
Rückkehr-zum-Mittelwert-Parameter	0,13

Quellen: SOEP.v34, VSE 2014. – Anmerkungen: Diese Tabelle fasst Modellparameter eines GMM-Modells für Abweichungen zwischen SOEP und VSE 2014 zusammen. Zielparameter der Simulation sind Durchschnitt, Standardabweichung sowie Anteil und durchschnittlicher Lohn von Beobachtungen unter 8,50 Euro Stundenlohn. Gewichtete Ergebnisse. Die Ergebnisse basieren auf den Querschnittsstichproben entsprechend der Abgrenzung in Kapitel 2.3. Lageparameter und klassischer Messfehler sind in Euro bestimmt. Der reporting-to-the-mean-Anteil drückt die Differenz zwischen individuellem und mittlerem Lohn aus.

Teilabbildung C) in Abbildung 4.3.1 zeigt die resultierende simulierte Verteilung, wenn die der VSE 2014 zu entnehmenden Lohnbeobachtungen um die Effekte systematische latenter Faktoren gemäß den geschätzten Parametern des Abweichungsmodells ergänzt werden. Die simulierte Verteilung (SIM 2014) ähnelt der mit der anhand der SOEP-Daten für dasselbe Jahr ermittelten Stundenlohnverteilung

²⁹ Diese Symmetrie ist durch die vorgegebene Spezifikation des Abweichungsmodells vorbestimmt. Wird der Schätzung des Modellparameters die Verteilung der Stundenlöhne auf Basis der Angaben in den SOEP-Daten zur tatsächlichen Arbeitszeit zugrunde gelegt, verändert sich insbesondere die Größenordnung des geschätzten Verschiebungsparameters. Die gesamte Stundenlohnverteilung gemäß SOEP ist gegenüber der Verteilung gemäß VSE 2014 um 1,59 Euro statt um 0,22 Euro nach unten verschoben. Die geschätzte Standardabweichung des klassischen Messfehlers reduziert sich leicht auf 2,22 Euro, der Mean-Reversion-Parameter bleibt praktisch unverändert.

sehr stark. Die starke Übereinstimmung ist nicht überraschend, denn die Parameter des vorgegebenen Abweichungsmodells werden unter der Maßgabe geschätzt, die Unterschiede zwischen den Stundenlohnverteilungen gemäß SOEP 2014 und VSE 2014 unter Einschluss der strukturellen Abweichungen so weit wie möglich zu minimieren. Die in Tabelle 4.3.1 enthaltenen Angaben zu den zentralen Momenten der Verteilungen bestätigen, dass die Zielmomente zwischen beiden Verteilungen beinahe deckungsgleich sind. Dass die Schätzung des Abweichungsmodells die dafür vorgegebenen Zielmomente sehr gut erreicht, spricht für die Güte der vorgegebenen Modellstruktur.

Im nächsten – zentralen – Schritt der Analyse wird betrachtet, inwieweit die geschätzte Abweichungsstruktur auch in der Lage ist, die Abweichungen der Stundenlohnverteilungen gemäß SOEP und VE-Daten in den Jahren nach Einführung des allgemeinen gesetzlichen Mindestlohns zu beschreiben. Im Zeitraum 2015 bis 2017 haben sich die Verteilungen auffällig unterschiedlich entwickelt, was den jeweiligen Anteil der Beobachtungen mit Stundenlöhnen unter 8,50 Euro angeht. Gemäß der VE ist dieser Anteil von gut 11 Prozent im Jahr 2014 über 5,9 Prozent im Jahr 2015 und 5,0 Prozent in 2016 auf 1,2 Prozent in 2017 gesunken (Abbildung 4.3.1, Teilabbildungen D), G) und J)). Gleichzeitig ist eine deutliche Häufung von Beschäftigten an der Mindestlohnschwelle zu beobachten. Gemäß den SOEP-Daten war der Rückgang des entsprechenden Anteils deutlich schwächer. Demnach bekamen im Jahr 2015 7,9 Prozent, 2016 7,3 Prozent und 2017 noch 6,2 Prozent der Beschäftigten im Geltungsbereich des allgemeinen Mindestlohns einen Stundenlohn von unter 8,50 Euro. Zugleich ist eine Häufung der erfassten Stundenlöhne an der Mindestlohnschwelle nicht zu erkennen (Abbildung 4.3.1, Teilabbildungen E), H) und K)).³⁰

Die Teilabbildungen F), I) und L) von Abbildung 4.3.1 stellen die ausgehend von den Stundenlohnbeobachtungen in den VE 2015, VE 2016 und VE 2017 unter Hinzunahme der für das Jahr 2014 geschätzten Parameter des Abweichungsmodells simulierten Stundenlohnverteilungen dar. Vergleicht man diese Verteilungen mit den anhand der SOEP-Daten für die jeweiligen Jahre berechneten Stundenlohnverteilungen anhand zentraler Momente (Tabelle 4.3.1), wird deutlich, dass die beobachteten Unterschiede zwischen SOEP- und VE-Daten nach Einführung des Mindestlohns zu einem Gutteil mit den vor Einführung des Mindestlohns identifizierten latenten Treibern von systematischen Unterschieden zwischen beiden Datenquellen vereinbar sind.

Abbildung 4.3.2 richtet den Fokus auf die Anzahl der Fälle möglicher Nichteinhaltung des Mindestlohns und stellt die Entwicklung der in den SOEP-Daten beobachteten und unter Berücksichtigung des Abweichungsmodells simulierten Beschäftigungsanteile unter 8,50 Euro im Zeitverlauf dar. Demnach könnten im Jahr 2015 73 Prozent der Differenz beim Anteil der Fälle mit Stundenlöhnen unterhalb der Mindestlohnschwelle auf die Effekte latenter Unterschiede zwischen den Erhebungen bei Arbeitgeberinnen und Arbeitgebern sowie den Beschäftigten zurückgehen, die bereits vor der Einführung des Mindestlohns wirksam waren.³¹ Die entsprechenden Anteile liegen in den Jahren 2016 mit 100 Prozent und 2017 mit 99 Prozent der Beschäftigungsverhältnisse unter 8,50 Euro sogar noch darüber.

Die hohe Erklärungskraft des strukturellen Abweichungsmodells kann intuitiv dadurch begründet werden, dass es in der VE sehr viele beobachtete Stundenlöhne von 8,50 Euro oder knapp über 8,50 Euro gibt, während nur wenige Beobachtungen unterhalb dieser Schwelle zu finden sind. Daraus folgt, dass Abweichungen häufig dazu führen können, dass Lohnverhältnisse statt oberhalb der Schwelle un-

³⁰ Die spezifischen Effekte der in 2017 vorgenommenen Erhöhung des gesetzlichen Mindestlohns auf 8,84 Euro in 2017 können mit dem gewählten Simulationsansatz nicht beurteilt werden; die Parameter des Abweichungsmodells sind lediglich auf die Zielmomente „Anteil der Stundenlohnbeobachtungen unter 8,50 Euro“ sowie „Durchschnittlicher Lohn bei Stundenlohnbeobachtungen unter 8,50 Euro“ hin optimiert.

³¹ Dieser Wert errechnet sich als Relation der Differenzen in relativen Häufigkeiten von Beschäftigungsverhältnissen unter 8,50 Euro von VSE und SOEP (0,0786-0,0585) sowie von VSE und SIM (0,0861-0,0585).

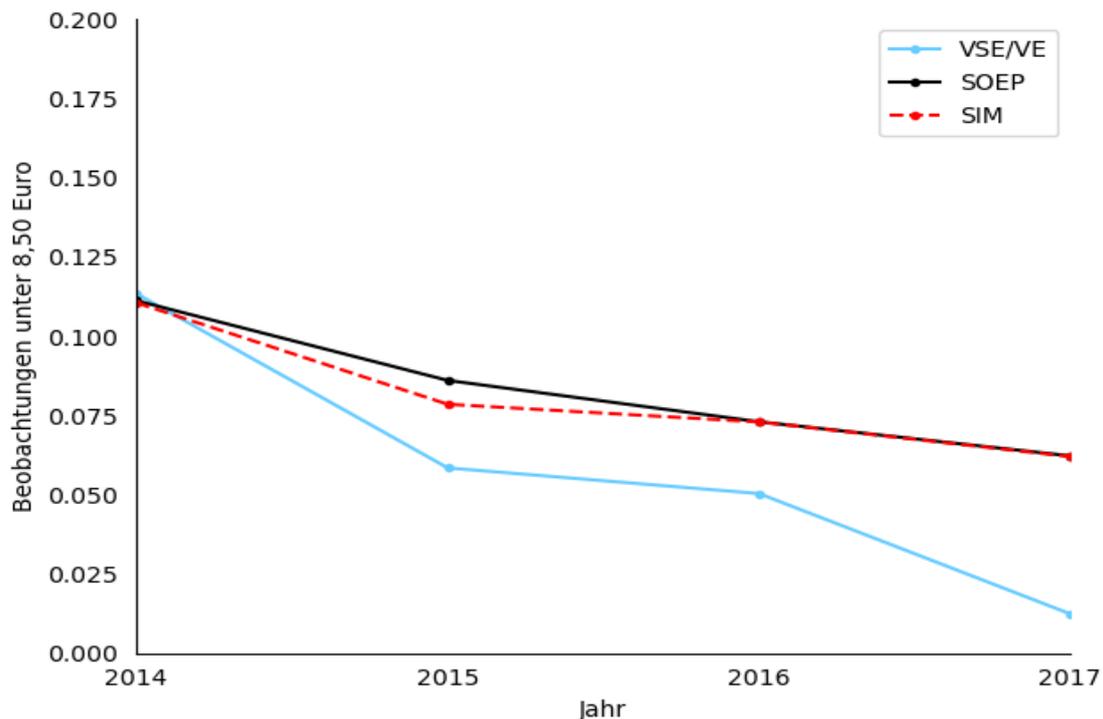
terhalb von 8,50 Euro beobachtet werden. Umgekehrt gibt es aus demselben Grund wenige Beobachtungen, die ausgehend von einem Stundenlohn unter 8,50 Euro durch eine Abweichung über die Mindestlohnschwelle gehoben werden können.

Demnach lässt sich aus der in den SOEP-Daten im Vergleich zu den VE-Daten nach Einführung des Mindestlohns erkennbar werdenden markant größeren Zahlen von Beschäftigungsverhältnissen mit Stundenlöhnen unterhalb von 8,50 Euro nicht ohne Weiteres schlussfolgern, dass die VE-Daten nach Einführung des Mindestlohns durch mindestlohninduzierte Faktoren wie selektive Teilnahme und strategisches Antwortverhalten stark korrumpiert sind.

Vielmehr lässt sich nicht ausschließen, dass die Abweichungen zwischen den beiden Datenquellen größtenteils auf eine Kombination von systematischen Mittelwertdifferenzen, klassischen Messfehlern und Mean-Reversion-Effekten zurückgehen könnten. Da sich die zu dieser Schlussfolgerung führenden Annahmen – Konstanz der Parameter des Abweichungsmodells seit Einführung des Mindestlohns sowie keine Interaktion mindestlohninduzierter zusätzlicher Abweichungsfaktoren mit den im Abweichungsmodell abgebildeten Faktoren – nicht überprüfen lassen, lässt sich andererseits basierend auf den hier gezeigten Resultaten jedoch auch nicht die Vermutung verwerfen, dass der Anteil der Fälle mit Stundenlöhnen unter 8,50 Euro in den VE systematisch nach unten verzerrt. Vielmehr verweist die vorgenommene Analyse auf zwei alternative Erklärungsmöglichkeiten für die vorgefundenen Unterschiede zwischen den mit unterschiedlichen Datenquellen ermittelten Stundenlohnverteilungen, die sich allein anhand der benutzten Datensätze nicht voneinander unterscheiden lassen.

Abbildung 4.3.2

Beobachtete und simulierte Non-Compliance



Quellen: SOEP.v34, VSE 2014, VE 2015-2017. – Anmerkungen: Dargestellt werden Verläufe des Anteils von Beschäftigten unter 8,50 Euro getrennt für SOEP, VSE/VE und simulierter Verteilung SIM.

Diese Einschätzung erweist sich als recht robust. Anhangabbildung A 4.2 zeigt weitgehend analoge Ergebnisse, wenn die Stundenlöhne in den SOEP-Daten mittels der tatsächlichen statt der vereinbarten Arbeitszeit geschätzt werden. Obwohl sich durch die bei diesem Robustheitscheck zugrunde gelegte systematisch höhere Arbeitsstundenzahl die Stundenlohnverteilung gemäß SOEP systematisch nach unten verschiebt, sind 73 Prozent der abweichenden Fälle mit Stundenlöhnen unter 8,50 Euro im Jahr

2015 kompatibel mit der Annahme, dass das spezifizierte Abweichungsmodell auch nach Einführung des Mindestlohns unverändert wirkt. In den Jahren 2016 und 2017 ist das geschätzte Abweichungsmodell mit 94 Prozent und 95 Prozent der im SOEP gegenüber der VE zusätzlich auftretenden Stundenlöhne unterhalb der Mindestlohnschwelle kompatibel.

Anhangtabelle A 4.1 und Anhangabbildung A 4.3 erlauben eine Einschätzung, wie sich die Befunde – basierend auf den vereinbarten Arbeitszeiten – verändern, wenn man die Lohnbeobachtungen nach Geschlecht und nach der Art der Tätigkeit (geringfügig vs. sozialversicherungspflichtig) differenziert. Eine Differenzierung nach Geschlecht unterstützt die Vermutung, dass Unterschiede zwischen den Resultaten auf SOEP-Basis und VE-Basis bei Männern stärker als bei Frauen durch die im Abweichungsmodell spezifizierten latenten strukturellen Unterschiede zwischen den Datenwelten beeinflusst werden. Für die Unterstichprobe der sozialversicherungspflichtig Beschäftigten können die Unterschiede zwischen SOEP und VE bei den nach Einführung des Mindestlohns beobachteten Anteilen von Beschäftigten mit Stundenlöhnen unter 8,50 Euro wiederum gut durch das Abweichungsmodell erklärt werden. Im Jahr 2015 ist dieses mit 91 Prozent des Unterschieds zwischen SOEP und VE vereinbar. In den Jahren 2016 und 2017 ist der Anteil der ausgehend von den VE-Daten unter Berücksichtigung der latent vorhandenen Abweichungen zum SOEP simulierten Beschäftigungsverhältnisse mit Stundenlöhnen unterhalb der Mindestlohnschwelle sogar größer als der Anteil in den SOEP-Daten.

Hingegen konvergieren die Schätzungen der Parameter des Abweichungsmodells im Basisjahr 2014 auf Grundlage der Stundenlohnverteilungen bei geringfügigen Beschäftigungsverhältnissen nicht zu plausiblen Werten.³² Dies deutet darauf hin, dass das vorgegebene strukturelle Abweichungsmodell für die Gruppe der geringfügig Beschäftigten nicht passend ist. Dass Unterschiede zwischen SOEP und VSE 2014 in dieser Konstellation anders geartet sind, kann etwa damit zusammenhängen, dass Stundenlöhne oder Arbeitszeiten bei Minijobs bis zur Einführung des Mindestlohns vielfach gar nicht klar festgelegt waren. In diesem Fall besteht weiterer Forschungsbedarf, um zu klären, inwieweit ein flexibleres Anpassungsmodell zu plausiblen Schätzergebnissen führen könnte.

4.4 Schlussfolgerungen

Dieses Kapitel hat aus verschiedenen Perspektiven mögliche Ursachen der Unterschiede in den Stundenlohnverteilungen von SOEP und VSE/VE beleuchtet. In der Gesamtschau der Ergebnisse erscheinen die Differenzen zwischen den beiden Datenquellen vor allem durch unbeobachtbare Faktoren und weniger durch Unterschiede in den beobachtbaren Charakteristika der erfassten Untersuchungseinheiten begründet. Zu diesen unbeobachtbaren Faktoren zählen etwa Unterschiede in der jeweiligen Erhebungsmethodik, der jeweiligen Grundgesamtheiten und Unterschiede in der Präzision der jeweiligen Erhebungsinstrumente.

Einiges spricht dafür, dass die Angaben zu den Bruttomonatslöhnen – weniger zu den Arbeitszeiten – im SOEP stärker durch Rundungsverhalten geprägt sind als die Angaben in der VSE. Die damit verbundenen Messfehler im Stundenlohn könnten zwar einen Teil der im SOEP beobachteten Stundenlöhne unter 8,50 Euro erklären, nicht aber das für die SOEP-Daten charakteristische häufige Auftreten von Stundenlöhnen weit unterhalb der Mindestlohnschwelle. Insofern ist die gängige Vorgehensweise gerechtfertigt, in den SOEP-Daten festgestellte Stundenlöhne in einem gesetzten Fenster knapp unterhalb der gesetzlich fixierten Lohnuntergrenze nicht als Indiz für eine Nichteinhaltung der Mindestlohnbestimmungen zu werten.

Dennoch sollten auch Beobachtungen größerer Unterschreitungen der Lohnuntergrenze, wie sie im SOEP weiterhin auftreten, mit angemessener Vorsicht interpretiert werden. Die hier vorgenommene

³² So strebt der Schätzwert des Standardfehlers beim klassischen Messfehler gegen Null, demnach wäre dieser überhaupt nicht vorhanden.

Schätzung eines strukturellen Abweichungsmodells veranschaulicht beispielhaft, dass die beobachteten markanten Unterschiede bei der Inzidenz von Stundenlöhnen unter 8,50 Euro, die sich bei Gegenüberstellung der anhand von SOEP und VE ermittelten Stundenlohnverteilungen zeigen, auf latente systematische Unterschiede zwischen den beiden Datenwelten zurückgehen könnten, die bereits vor Einführung des gesetzlichen Mindestlohns eine Rolle gespielt haben. So könnten die im SOEP in Relation zur VE höheren Anteile an Beschäftigungsverhältnissen mit Löhnen unterhalb der Mindestlohnschwelle unter bestimmten Voraussetzungen zum überwiegenden Teil oder sogar vollständig durch eine Kombination aus Mittelwertdifferenzen, klassischem Messfehler und Mean-Reversion-Effekten zustande kommen. Soweit dies der Fall ist, lässt sich aus den SOEP-Daten nicht ohne weiteres schließen, dass die VE-Daten die Verbreitung der Nichteinhaltung des Mindestlohns systematisch untererfassen.

Andererseits darf aus den Ergebnissen der hier vorgenommenen Simulationsanalysen ebenfalls nicht ohne Weiteres die Schlussfolgerung gezogen werden, dass die tatsächliche Inzidenz von Stundenlöhnen unterhalb der Mindestlohnschwelle auf Grundlage der Selbstauskünfte von Beschäftigten, wie sie im SOEP erfasst werden, systematisch überschätzt wird.

Mit anderen Worten erscheinen beide alternativen Erklärungsansätze mit den in den Jahren nach Inkrafttreten des Mindestlohngesetzes beobachteten Entwicklungen der anhand von SOEP und VE berechneten Stundenlohnverteilungen grundsätzlich vereinbar. Diese Ambiguität verweist auf den weiterhin bestehenden Forschungsbedarf, um insbesondere verlässlichere Einschätzungen zum Ausmaß der Nichteinhaltung der gesetzlichen Lohnuntergrenze zu erhalten. Zunächst sollte näher überprüft werden, inwieweit die hier gezeigten Simulationsergebnisse gegenüber alternativen Spezifikationen des strukturellen Abweichungsmodells und für unterschiedliche Teilpopulationen von Beschäftigten robust sind. Perspektivisch lassen sich die Abweichungen zwischen den auf Angaben der Beschäftigten im SOEP und den Angaben der Arbeitgeberinnen und Arbeitgeber in VSE/VE beruhenden Stundenlöhnen jedoch nur erreichen, wenn es gelingt, Individualdaten aus beiden Datenquellen direkt miteinander zu verknüpfen. Da die in den jeweiligen Stichproben erfassten Beschäftigungsverhältnisse allenfalls zufällig übereinstimmen, müsste für diesen Zweck allerdings gezielt ein verknüpfter Beschäftigten-Firmen-Datensatz aufgebaut werden.

Teil C: Längsschnittanalysen zu Arbeitszeit, Entgelten und Lohnmobilität (SOEP)

5. Entgelte und Arbeitszeit

In diesem Kapitel werden Längsschnittanalysen zu Entgelten und Arbeitszeiten präsentiert. Ziel dieses Kapitels ist es den kausalen Effekt des Mindestlohns auf den Stundenlohn, den Monatslohn und die Arbeitszeit zu identifizieren.

Zunächst werden in Kapitel 5.1 Längsschnittanalysen zu Entgelten vorgestellt, danach folgen die Auswertungen für die Arbeitszeiten. In den jeweiligen Kapiteln werden die empirischen Methoden erläutert, die deskriptiven Befunde gezeigt sowie Schätzergebnisse präsentiert. Zudem werden Robustheitsanalysen sowie Heterogenitätsanalysen durchgeführt.

Die Auswertungen erfolgen ausschließlich auf Basis des SOEP, da die VSE/VE nicht als Längsschnitt vorliegt und dementsprechend nicht für Kausalanalysen verwendet werden kann. Somit muss die Vergleichbarkeit mit der VSE/VE nicht mehr gewährleistet sein und es kann auf eine Grundgesamtheit zurückgegriffen werden, in der alle Arbeitnehmerinnen und Arbeitnehmer mindestlohnberechtigt sind. Ausgehend von der Querschnittsstichprobe (vgl. Kapitel 2.3) werden Beschäftigte in privaten Haushalten hinzugefügt. Praktikantinnen und Praktikanten, Personen, die vor einer neuen Beschäftigung mehr als 12 Monate arbeitslos waren, sowie Beschäftigte mit vorrangigem Branchenmindestlohn unterhalb des allgemeinen Mindestlohns werden hingegen ausgeschlossen. Diese nicht mindestlohnberechtigten Beschäftigten konnten zuvor in der VSE/VE nicht identifiziert und somit auch nicht ausgeschlossen werden (siehe Kapitel 2.3). Schließlich werden nur Personen mit mindestens zwei Beobachtungen in der Längsschnittstichprobe berücksichtigt.³³ Die Schätzungen beinhalten Kontrollvariablen, welche die Repräsentativität der Analysen sicherstellen. Aus diesem Grund verzichten wir in den Auswertungen auf die zusätzliche Gewichtung der Beobachtungen.

Die kausalen Ergebnisse der Auswirkung der Mindestlohneinführung auf Löhne und Arbeitszeiten bis zum Jahr 2016 gleichen den Befunden der Vorgängerstudien für Löhne von Burauel et al. (2018) und für Arbeitszeiten von Bonin et al. (2018). In der vorliegenden Studie wird darüber hinaus die Mindestlohnerhöhung im Jahr 2017 berücksichtigt.

5.1 Entgelte

In diesem Kapitel werden Kausalanalysen zu den Auswirkungen des Mindestlohns auf den Stunden- und Monatslohn vorgestellt. Die Zielgrößen sind vertragliche Stundenlöhne, tatsächliche Stundenlöhne und Monatslöhne des SOEP, die in den Kapiteln 3.1 und 3.2 beschrieben und deskriptiv ausgewertet wurden.

Die empirische Methode vergleicht im Zeitverlauf das Lohnwachstum von Beschäftigten, die unter dem Mindestlohn verdienen, mit dem Lohnwachstum von Beschäftigten, die knapp über dem Mindestlohn verdienen. Es wird ein Differenzen-in-Differenzen-in-Differenzen Ansatz verwendet, der eine einfache Erweiterung des klassischen Differenzen-in-Differenzen Ansatzes darstellt, indem zusätzlich die gruppenspezifischen Wachstumsraten berücksichtigt werden. Damit folgen wir der Vorgehensweise in der Vorgängerstudie (Burauel et al. 2018).

Im Unterschied zu Burauel et al. (2018) fokussieren wir allerdings auf eine jährliche Betrachtung und gehen darüber hinaus explizit auf die Auswirkungen der Mindestlohnerhöhung im Jahr 2017 von 8,50 Euro auf 8,84 Euro auf Stunden- und Monatslöhne ein.

³³ Kapitel 2.3 enthält eine detaillierte Beschreibung der Längsschnittstichprobe.

5.1.1 Methodik

Um kausale Effekte von politischen Maßnahmen zu berechnen, wird häufig ein Differenzen-in-Differenzen (ab hier: DiD) Ansatz genutzt. Diese Identifikationsstrategie ist in der ökonomischen Literatur gut etabliert und wird angewendet, um die Effekte von Mindestlöhnen zu messen (siehe z.B. Neumark et al. 2004; Cengiz et al. 2019). In der einfachsten Fassung besteht ein DiD aus zwei Gruppen, der Teilnehmer- und Kontrollgruppe, sowie zwei Zeitperioden. Die erste Zeitperiode liegt vor der Mindestlohneinführung. Somit war keine der beiden Gruppen dem Treatment, also der Mindestlohneinführung, ausgesetzt, während in der zweiten Zeitperiode die Teilnehmergruppe im Gegensatz zur Kontrollgruppe von der Mindestlohneinführung betroffen war. Die durchschnittlichen Veränderungen in den Löhnen der Kontrollgruppe werden dann von den Veränderungen in den Löhnen der Teilnehmergruppe abgezogen. Eine Person kann nicht zugleich Teil der Kontroll- wie der Teilnehmergruppe sein. Die daraus entstehende kontrafaktische Situation wird in unserem methodischen Ansatz dadurch hergestellt, dass man eine Kontrollgruppe wählt, die knapp über dem Mindestlohn verdiente und daher nicht direkt vom Mindestlohn betroffen war, und der Teilnehmergruppe, die unter dem Mindestlohn verdiente, wobei sich beide Gruppen in beobachtbaren Charakteristika ähneln. Wählt man nun Beschäftigte in die Kontrollgruppe, die nur leicht über dem jeweiligen Mindestlohn verdienen (z.B. 8,84 Euro bis 10 Euro), so kann man davon ausgehen, dass diese Gruppe der Komposition der Teilnehmergruppe hinsichtlich verschiedener Charakteristika (z.B. Bildung, Geschlecht) ähnlich war. Eine DiD Schätzung würde beispielhaft für das Jahr der Mindestlohneinführung wie folgt aussehen:

$$\text{Lohneffekt}_{2015} = (\overline{w_{2015}^T} - \overline{w_{2014}^T}) - (\overline{w_{2015}^K} - \overline{w_{2014}^K})$$

Wobei w^T der Lohn der Teilnehmergruppe und w^K der Lohn der Kontrollgruppe ist. $\overline{w_{2015}^T} - \overline{w_{2014}^T}$ bezeichnet das durchschnittliche individuelle Lohnwachstum zwischen dem Jahr 2014 und dem Jahr 2015 für die Teilnehmergruppe. $\overline{w_{2015}^K} - \overline{w_{2014}^K}$ ist entsprechend das Lohnwachstum der Kontrollgruppe. Durch die doppelte Differenzenbildung wird berücksichtigt, wie sich das Lohnwachstum verändert hätte, wenn das Lohnwachstum in der Teilnehmergruppe ohne Mindestlohn dem Lohnwachstum der Kontrollgruppe geglichen hätte.

Ein entscheidendes Problem mit der einfachen DiD Schätzung des individuellen Lohnwachstums ist, dass Beschäftigte in der Teilnehmergruppe eine andere Lohndynamik im Vergleich zu Beschäftigten in der Kontrollgruppe haben können.³⁴ Diese Tatsache verzerrt die Ergebnisse einer einfachen DiD Schätzung, da das Kontrafaktum falsch dargestellt wird. Um dieses Problem zu lösen, verwenden wir eine Differenzen-in-Differenzen-in-Differenzen (ab hier: DiDiD) Schätzung, in der wir das gruppenspezifische Lohnwachstum zusätzlich ausdifferenzieren (siehe z.B. Stewart 2004). Hierzu wird ein weiteres Jahr genutzt:

$$\text{Lohneffekt}_{2015} = [(\overline{w_{2015}^T} - \overline{w_{2014}^T}) - (\overline{w_{2014}^T} - \overline{w_{2013}^T})] - [(\overline{w_{2015}^K} - \overline{w_{2014}^K}) - (\overline{w_{2014}^K} - \overline{w_{2013}^K})]$$

Konkret wird das Lohnwachstum vom Jahr 2014 auf das Jahr 2015 der Teilnehmergruppe relativ zum Jahr 2013 auf das Jahr 2014 und relativ zur Kontrollgruppe geschätzt. Der Ansatz nimmt an, dass sich Kontroll- und Teilnehmergruppe hinsichtlich ihres Lohnwachstums nur noch durch die Einführung des Mindestlohns unterscheiden haben, nachdem man zusätzlich nun für die grundsätzlichen Lohndynamiken der beiden Gruppen kontrolliert. Anders ausgedrückt wird vorausgesetzt, dass der bestehende

³⁴ In Kapitel 5.1.2 werden hierzu deskriptive Auswertungen präsentiert.

Unterschied im Lohnwachstum zwischen Teilnehmer- und Kontrollgruppe über die Zeit ohne die Mindestlohngesetzgebung gleichgeblieben wäre. Dies wird allgemein als „Common Trend“ Annahme bezeichnet. Um diese zu überprüfen, nutzen wir Placebo-Tests, die angeben, ob sich der geschätzte Lohn-effekt in den Jahren vor der Mindestlohneinführung und -erhöhung zwischen der Teilnehmer- und der Kontrollgruppe unterschieden hat. Falls hier keine Effekte gefunden werden, ist die „Common Trend“ Annahme sehr wahrscheinlich erfüllt. Zusätzlich helfen weitere Kontrollvariablen, die Vergleichbarkeit zwischen der Teilnehmer- und der Kontrollgruppe zu erhöhen.

Während des Zeitraums von 2012 bis 2017 wurde der Mindestlohn von 8,50 Euro im Jahr 2015 zunächst eingeführt und im Jahr 2017 auf 8,84 Euro erhöht. Wir definieren in unseren Schätzungen zwei Teilnehmergruppen, um separate Effekte der Mindestlohneinführung und -erhöhung identifizieren zu können. Die erste Teilnehmergruppe besteht aus denjenigen Beschäftigten, die unter 8,50 Euro verdienen, also unterhalb des ersten Mindestlohns. Die zweite Teilnehmergruppe besteht aus denjenigen Beschäftigten, die zwischen 8,50 Euro und 8,84 Euro verdienen, also unterhalb des erhöhten Mindestlohns und oberhalb des Wertes bei Einführung. Schließlich werden Beschäftigte mit einem Lohn zwischen 8,84 Euro und 10 Euro in die Kontrollgruppe eingeteilt. Der untere Kasten veranschaulicht die Zugehörigkeit von Beschäftigten zur Teilnehmer- bzw. Kontrollgruppe. Die Fallzahlen sowie die Komposition der einzelnen Gruppen sind in der Anhangtabelle A 5.1.3 zu finden. Teilnehmergruppe 2 beinhaltet im Vergleich zu den anderen Gruppen weniger Beobachtungen, wodurch die Schätzungen für diese Gruppe etwas unpräziser sind.

	Teilnehmergruppe 1	Teilnehmergruppe 2	Kontrollgruppe
Löhne (in Euro)	Lohn < 8,50	8,50 ≤ Lohn < 8,84	8,84 ≤ Lohn < 10

Die Zuordnung in Teilnehmer- und Kontrollgruppe erfolgt für jedes Jahr separat. Alternativ ist eine einmalige Zuordnung der Teilnehmergruppen im Jahr 2014 für die erste Teilnehmergruppe und im Jahr 2016 für die zweite Teilnehmergruppe denkbar. Als weitere Möglichkeit könnte man nur Beschäftigte in die Teilnehmergruppen einteilen, wenn sie nach der Mindestlohneinführung und -erhöhung Stundenlöhne oberhalb des Mindestlohns erhielten. Gegen beide Ansätze spricht die hohe Anzahl an Beschäftigten im SOEP, die nach Einführung und Erhöhung des Mindestlohns weiterhin unterhalb des jeweilig geltenden Mindestlohns verdienen (siehe Kapitel 2.5). Diese finden in den alternativen Gruppenzuteilungen keine Berücksichtigung.

In unserer Spezifikation ist der Lohneffekt für die erste Teilnehmergruppe vom Jahr 2014 auf das Jahr 2015 als kausaler Effekt der Mindestlohneinführung zu interpretieren. Zusätzlich untersuchen wir, ob für diese Teilnehmergruppe für die Jahre von 2015 auf 2016 und 2016 auf 2017 verzögerte Effekte der Mindestlohneinführung auftreten.

Für die zweite Teilnehmergruppe wird vom Jahr 2016 auf das Jahr 2017 der kausale Lohneffekt der Mindestlohnerhöhung gemessen. Der Lohneffekt durch die Mindestlohnerhöhung wird wie folgt gemessen:

$$\text{Lohneffekt}_{2017} = [(w_{2017}^{T2} - w_{2016}^{T2}) - (w_{2014}^{T2} - w_{2013}^{T2})] - [(w_{2017}^K - w_{2016}^K) - (w_{2014}^K - w_{2013}^K)]$$

Es wird dasselbe Referenzjahr (2013-2014) wie auch schon für die Mindestlohneinführung genutzt. Die zugrundeliegende Annahme hierbei ist, dass sich die gruppenspezifische Lohndynamik der zweiten Teilnehmergruppe ohne die Mindestlohnerhöhung durch das Referenzjahr von 2013 auf 2014 heraus-

rechnen lässt. Falls sich die Lohndynamik der zweiten Teilnehmergruppe durch die Mindestlohneinführung überdurchschnittlich verändert hatte, z.B. durch positive Spillover-Effekte oder einer Lohnkompression, so würden wir den Effekt der Mindestlohnerhöhung überschätzen. Wir überprüfen dies mit Hilfe von jährlichen Placebo-Tests.

Schätzgleichung

In dieser Box wird die verwendete Schätzgleichung für die Mindestlohnauswirkungen auf Löhne erläutert.

Eine einfache Mittelwertanalyse würde im Kontext der Identifikation des kausalen Effekts des Mindestlohns auf Löhne (vertraglicher Stundenlohn, tatsächlicher Stundenlohn, Monatslohn) annehmen, dass keine Selektionsprozesse vorliegen. Damit werden systematische Unterschiede im Lohnwachstum beispielsweise zwischen Männern und Frauen, unterschiedlichen Altersgruppen und Sektoren, ausgeschlossen. Um für diese Selektionsprozesse zu kontrollieren, verwenden wir folgendes Regressionsmodell:

$$\Delta \log(w_{it}) = \beta_0 + \beta_1 T_{1,it} + \beta_2 T_{1,it} \times Y_{it} + \beta_3 T_{2,it} + \beta_4 T_{2,it} \times Y_{it} + \beta_5 Y_{it} + \beta_6 X_{it} + \beta_7 Change_{it} + \epsilon_{it}$$

mit $\Delta \log(w_{it})$ als logarithmierte relative jährliche Veränderung des individuellen Lohnes von t nach $t+1$. Die abhängige Variable wird logarithmiert, um die Voraussetzung eines linearen Zusammenhangs zwischen abhängiger und unabhängiger Variablen, die einer Regressionsanalyse zugrunde liegt, zu erfüllen.

Auf der rechten Seite der Gleichung stellt β_0 den Koeffizienten der Konstanten dar, die wiedergibt was die durchschnittliche relative Veränderung des Lohnes wäre, wenn alle unabhängigen Variablen auf der rechten Seite ihren Basiswert haben. $T_{1,it}$ ist der Indikator für die erste Teilnehmergruppe. Der Indikator nimmt den Wert 1 an, wenn Individuum i in Periode t zu einem (vertraglichen bzw. tatsächlichen) Stundenlohn unterhalb von 8,50 Euro entlohnt wurde und 0, wenn das Individuum zu einem Stundenlohn zwischen 8,84 Euro und 10 Euro entlohnt wurde. $T_{2,it}$ ist der Indikator für die zweite Teilnehmergruppe. Er nimmt den Wert 1 an, wenn Individuum i in Periode t zu einem (vertraglichen bzw. tatsächlichen) Stundenlohn zwischen 8,50 Euro und 8,84 Euro entlohnt wurde und 0, wenn das Individuum zu einem Stundenlohn zwischen 8,84 Euro und 10 Euro entlohnt wurde. Die Kontrollgruppe ist für beide Teilnehmergruppen die Gleiche. Die Koeffizienten β_1 und β_3 geben an, um wie viel höher das durchschnittliche Lohnwachstum der jeweiligen Teilnehmergruppen in den Observationsjahren (2012-2017) im Vergleich zur Kontrollgruppe war. Die Indikatoren der Teilnehmergruppen werden jeweils mit einem Zeitvektor Y_{it} interagiert, wodurch ermittelt werden kann, ob es in einem spezifischen Jahr signifikante Abweichungen von dem durch β_1 oder β_3 erfassten durchschnittlichen Lohnwachstum gab. $Y_{it} = 2014$ in Interaktion mit $T_{1,it}$ misst somit den Lohneffekt der Mindestlohneinführung für die erste Teilnehmergruppe. $Y_{it} = 2016$ in Interaktion mit $T_{1,it}$ und $T_{2,it}$ ist entsprechend der Lohneffekt der Mindestlohnerhöhung für die erste und zweite Teilnehmergruppe. Das Referenzjahr ist $Y_{it} = 2012$.

Wir nutzen verschiedene Kontrollvariablen, um die Selektionsprozesse zu berücksichtigen. X_{it} ist ein Kontrollvektor, der soziodemografische Informationen (Alter, Geschlecht, Ehestatus, Staatsangehörigkeit, Bildung, Kinder im Haushalt, Wohnort) sowie Charakteristika der Arbeitsstelle in t (Art der Beschäftigung, Vertragsbefristung, Firmengröße, Sektor) beinhaltet. $Change_{it}$ stellt einen weiteren Kontrollvektor dar mit Informationen über Veränderungen in den Beschäftigungscharakteristika zwischen t und $t + 1$. Durch $Change_{it}$ ist es möglich, für Veränderungen im Lohnwachstum, die durch Veränderungen in der Beschäftigung entstehen, zu kontrollieren. Die Schätzung erfolgt durch eine OLS Regression.

In unserer Spezifikation ist der Lohneffekt für die erste Teilnehmergruppe vom Jahr 2012 auf das Jahr 2013 relativ zum Jahr 2013 auf das Jahr 2014 und relativ zur Kontrollgruppe als Placebo-Effekt zu interpretieren. Mit diesem Placebo-Effekt wird die „Common Trend“ Annahme überprüft, da hierdurch, wie oben beschrieben, getestet wird, ob sich Teilnehmer- und Kontrollgruppe hinsichtlich ihrer Lohn-dynamik vor der Mindestlohneinführung voneinander unterscheiden. Für die zweite Teilnehmergruppe sind alle Jahre vor der Mindestlohnerhöhung im Jahr 2017 als Placebo-Effekte zu interpretieren, da diese Gruppe nicht direkt von der Mindestlohneinführung im Jahr 2015 betroffen war.

Neben den Placebo-Tests zur Prüfung der „Common Trend“ Annahme führen wir weitere Tests durch, um die dem methodischen Ansatz zugrundeliegenden Annahmen zu untersuchen. Eine wichtige Annahme im DiDiD Modell ist, dass es durch die Mindestlohneinführung bzw. -erhöhung zu keiner durch den Mindestlohn induzierten Lohnanpassungen in der Kontrollgruppe kam. Sonst wäre das kontrafaktische Szenario falsch dargestellt. Solche sogenannten Spillover-Effekte wurden in empirischen Analysen beispielsweise für die USA und Deutschland nachgewiesen (siehe z.B. Lee 1999; Neumark et al. 2004; Dickens, Manning 2004; Aretz et al. 2013; Autor et al. 2016). Um diese Annahme zu prüfen, führen wir Spillover-Tests in Kapitel 5.1.3 durch. Die Analysen zeigen, dass es keine signifikanten Spillover-Effekte auf die in unserem Ansatz verwendete Kontrollgruppe gab und diese Annahme in der Schätzung somit sehr wahrscheinlich erfüllt ist.

Eine weitere Annahme ist, dass die Komposition zwischen Teilnehmer- und Kontrollgruppe hinsichtlich der Kontrollvariablen für alle Beobachtungsjahre ähnlich sein sollte. Diese Annahme prüfen wir mithilfe einer Kompositionstabelle (Anhangtabellen A 5.1.3 und A 5.1.4). Sie bestätigt, mit Ausnahme der Art der Beschäftigung (Vollzeit, Teilzeit oder geringfügig), dass die Komposition zwischen den Gruppen und über die Jahre ähnlich war.³⁵ Zudem werden in den Analysen verschiedene Kombinationen an Kontrollvariablen genutzt, die für beobachtbare Selektionsprozesse kontrollieren.

Die Analysen stützten sich auf einen individuellen DiDiD Ansatz und nicht auf einen regionalen DiD Ansatz, dessen identifizierende Variation die regionale Eingriffstiefe des Mindestlohns ist und der in Kapitel 5.2 für die Arbeitszeit verwendet wird. Der regionale DiD-Ansatz kommt bei den Analysen zum Lohn nicht zum Einsatz, weil das Lohnwachstum und der Wohnsitz stark miteinander korrelieren, was zu einer deutlichen Abnahme der identifizierenden Variation führen würde. Mithilfe einer getrennten Schätzung nach West- und Ostdeutschland können auch mithilfe des individuellen DiDiD Ansatzes ähnliche Interpretationen, hinsichtlich der Auswirkungen der regionalen Eingriffstiefe des Mindestlohns auf Löhne, erzielt werden. Um die Robustheit der Analysen zu testen, wird in Anhangtabelle A 5.1.10 jedoch eine weitere Identifikationsstrategie genutzt, in der die regionale Eingriffstiefe mit dem individuellen DiDiD Ansatz kombiniert wird. Hierbei gehen wir ähnlich der Vorstudie (Burauel et al. 2018) vor.

5.1.2 Deskriptive Befunde

Dieses Kapitel präsentiert deskriptive Auswertungen, die die Intuition und die Eignung des verwendeten methodischen Ansatzes für die Analyse der Auswirkungen der Mindestlohneinführung und -erhöhung auf Entgelte aufzeigen. Sie basieren auf der gleichen Längsschnittstichprobe wie die kausalen Auswertungen, die im nächsten Kapitel folgen.

Die Abbildungen stellen personalisierte Wachstumskurven nach Gruppenstatus dar. Entweder befand sich eine Arbeitnehmerin oder ein Arbeitnehmer in einem Jahr in der Kontrollgruppe, welche Stundenlöhne zwischen 8,84 und 10 Euro aufweist, in der Teilnehmergruppe 1, die Stundenlöhne unter 8,50 Euro beinhaltet, oder in der Teilnehmergruppe 2, welche Stundenlöhne zwischen 8,51 und 8,84

³⁵ In Kapitel 5.1.3 werden Heterogenitätsanalysen zum Lohnwachstum getrennt nach der Art der Beschäftigung vorgestellt.

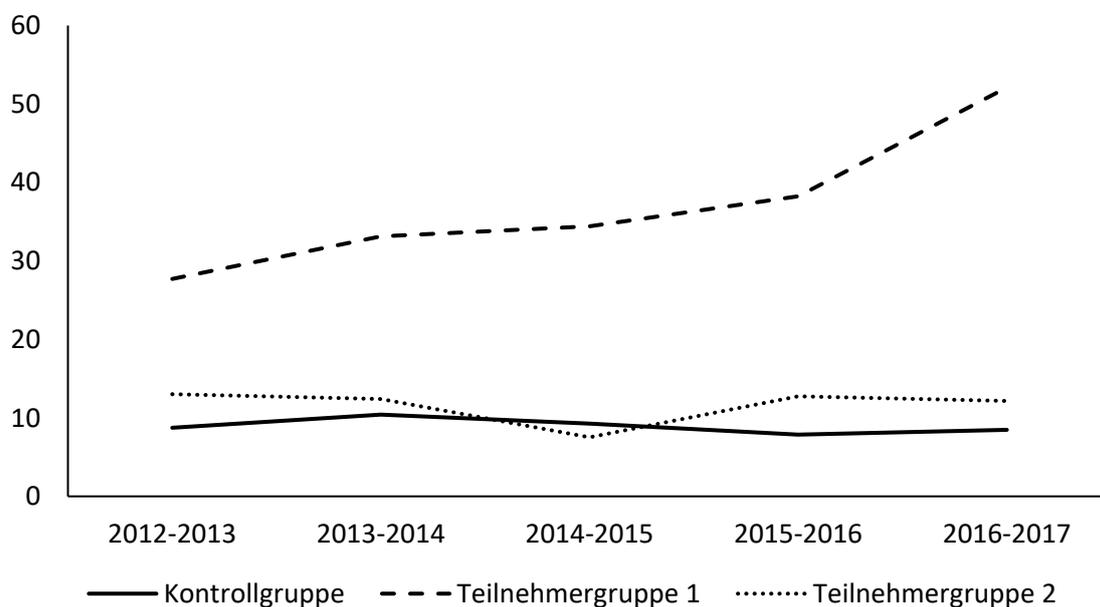
Euro umfasst. Die Gruppeneinteilung erfolgt, wie in Kapitel 5.1.1 beschrieben, separat für jedes Jahr. Konkret werden hier für jede Person der Längsschnittstichprobe zunächst jährliche Wachstumsraten in Prozent berechnet. Diese Wachstumsraten auf Personenebene werden im nächsten Schritt für die verschiedenen Gruppen zusammengerechnet und Durchschnitte darüber gebildet.

Abbildung 5.1.1 zeigt das durchschnittliche personalisierte Stundenlohnwachstum mit vertraglichen Stundenlöhnen nach Teilnehmerstatus.³⁶ Im Vergleich ist zu sehen, dass die erste Teilnehmergruppe in allen Jahren deutlich höhere Wachstumsraten als die zweite Teilnehmergruppe und die Kontrollgruppe hat. So liegt das personalisierte durchschnittliche Wachstum der ersten Teilnehmergruppe beispielsweise vom Jahr 2014 auf das Jahr 2015 bei 34,42 Prozent, während die zweite Teilnehmergruppe ein durchschnittliches personalisiertes Wachstum von 7,53 Prozent und die Kontrollgruppe von 9,28 Prozent aufweist.

Abbildung 5.1.1

Personalisierte Lohnwachstumskurven mit vertraglichen Stundenlöhnen

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



Quelle: SOEP.v34. – Anmerkungen: Basierend auf der Längsschnittstichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3. Teilnehmer- sowie Kontrollgruppe werden entsprechend Kapitel 5.1.1 eingeteilt.

Die Abbildung veranschaulicht, dass die individuelle Lohndynamik stark nach Teilnehmerstatus variiert. Deshalb ist es von besonderer Wichtigkeit in den kausalen Analysen den DiDiD-Ansatz statt des einfachen DiD-Ansatzes anzuwenden, da ersterer für die gruppenspezifische Lohndynamik kontrolliert. Genauer gesagt würde eine einfache DiD-Schätzung den Lohneffekt überschätzen, da insbesondere die erste Teilnehmergruppe schon vor der Mindestlohneinführung deutlich höhere Wachstumsraten im Vergleich zur Kontrollgruppe hat. Diese hohen Wachstumsraten werden durch den DiDiD-Ansatz normalisiert, wodurch nur noch der zusätzliche Effekt auf die Lohndynamik der Teilnehmergruppen durch die Mindestlohneinführung bzw. -erhöhung gemessen wird.

Abbildung 5.1.2 vertieft die Analyse des Stundenlohnwachstums und kommt der im Kapitel 5.1.1 beschriebenen Methodik, dem DiDiD-Ansatz, näher. Hier werden die Wachstumskurven zunächst normalisiert, indem jeweils die gruppenspezifische Wachstumsrate aus dem Jahr 2013 auf das Jahr 2014

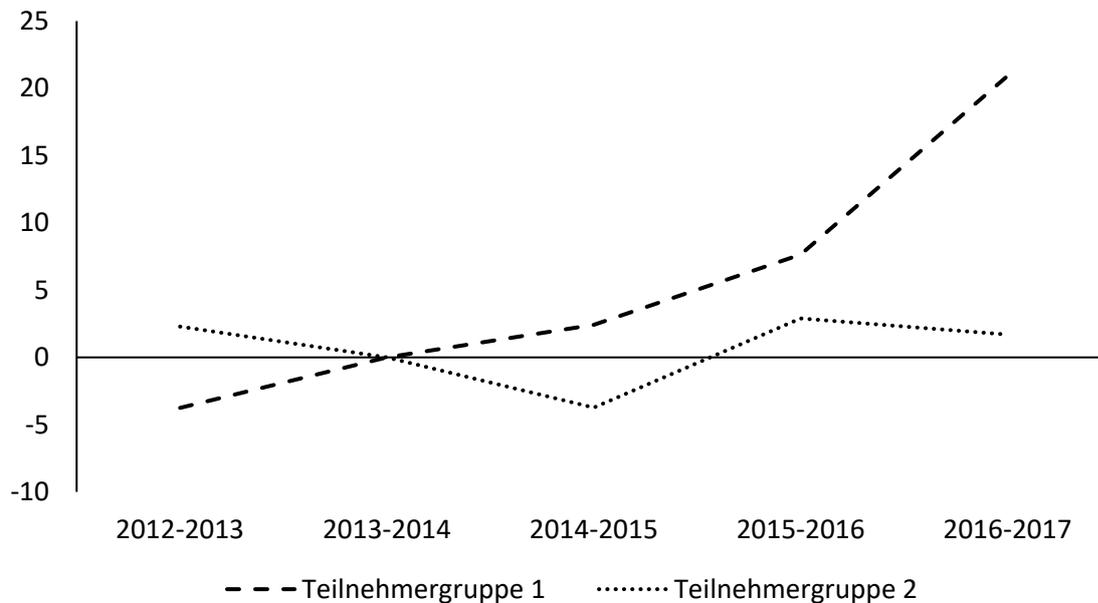
³⁶ Abbildungen zum durchschnittlichen relativen personalisierten Lohnwachstum mit tatsächlichen Stundenlöhnen sowie dem Monatslohn befinden sich im Anhang (Abbildung A 5.1.2 und A 5.1.4) und zeigen ein vergleichbares Bild.

von der jeweiligen Wachstumsrate eines Jahres der Teilnehmer- bzw. Kontrollgruppe abgezogen wird. Danach werden zusätzlich Wachstumsraten der Kontrollgruppe von denen der Teilnehmergruppen subtrahiert. Somit sind die personalisierten Wachstumskurven aus Abbildung 5.1.2 nun relativ zum Jahr 2013 auf das Jahr 2014 und relativ zur Kontrollgruppe zu interpretieren, wie sie im DiDiD-Ansatz schlussendlich auch betrachtet werden.

Abbildung 5.1.2

Relative personalisierte Lohnwachstumskurven mit vertraglichen Stundenlöhnen

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



Quelle: SOEP.v34. – Anmerkungen: Basierend auf der Längsschnittstichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3. Teilnehmer- sowie Kontrollgruppe werden entsprechend Kapitel 5.1.1 eingeteilt.

Für die erste Teilnehmergruppe, die ab dem Jahr 2015 direkt von der Mindestlohneinführung betroffen war, ist eine positive relative Wachstumsrate ab dem Jahr 2015 zu beobachten. Die relativen Wachstumsraten der ersten Teilnehmergruppe steigen zwischen den Jahren 2015 und 2016 und den Jahren 2016 und 2017 noch weiter an. Vom Jahr 2016 auf das Jahr 2017 ist die relative Wachstumsrate der ersten Teilnehmergruppe außergewöhnlich hoch. Diese Wachstumsrate beinhaltet zusätzlich zu den verzögerten Effekten der Mindestlohneinführung noch die Auswirkungen der Mindestlohnerhöhung. Hierbei ist zu beachten, dass es sich stets um relative und nicht um absolute Wachstumsraten handelt. So ist ein Anstieg des Stundenlohns für Personen mit einem sehr niedrigen Stundenlohn um denselben Betrag relativ gesehen höher als für Personen mit einem hohen Stundenlohn. Wie in Abbildung 3.1.2 gezeigt wurde, gab es auch nach Einführung und Erhöhung des Mindestlohns Beschäftigte mit Stundenlöhnen unterhalb von 8,50 Euro. Dies kann der Grund für zeitlich verzögerte Lohneffekte der Mindestlohneinführung sowie für den relativ starken Anstieg der Wachstumsraten ab dem Jahr 2015 sein.

Für die zweite Teilnehmergruppe, die erst von der Mindestlohnerhöhung im Jahr 2017 betroffen war, ist eine positive relative Wachstumsrate vom Jahr 2015 auf das Jahr 2016 zu erkennen, die auch vom Jahr 2016 auf das Jahr 2017 relativ konstant bleibt. Eine Ursache hierfür könnten positive Spillover-Effekte auf die zweite Teilnehmergruppe ausgelöst durch die Mindestlohneinführung im Jahr 2015 sein. Diese Spillover-Effekte könnten zu höheren Wachstumsraten in den unmittelbaren Folgejahren der Mindestlohneinführung innerhalb der zweiten Teilnehmergruppe geführt haben. Die Schätzergebnisse im folgenden Kapitel geben hierzu weiteren Aufschluss. Konkret zeigen die Schätzergebnisse im folgenden Kapitel 5.1.3 ein höheres individuelles Lohnwachstum nach der Mindestlohneinführung im

Jahr 2015 für die erste Teilnehmergruppe. Die Größe des gemessenen Lohnwachstums für die Mindestlohneinführung ist ähnlich zur Vorstudie (Burauel et al. 2018), jedoch nicht statistisch signifikant unterschiedlich von Null. Statistisch signifikante Lohneffekte sind für das Jahr 2015 auf 2016 mit 5,26 Prozent und vom Jahr 2016 auf 2017 mit 5,92 Prozent festzustellen. Die Koeffizienten der Wachstumsraten für die zweite Teilnehmergruppe sind unpräzise geschätzt und statistisch insignifikant, jedoch positiv ab dem Jahr 2015. Die Kausalanalysen bestätigen somit die deskriptiven Befunde.

Insgesamt scheint der hier gewählte DiDiD-Ansatz ein geeigneter Ansatz für die Analyse von kausalen Effekten der Mindestlohngesetzgebung auf Entgelte zu sein. Nach Berücksichtigung des gruppenspezifischen Lohnwachstums unterscheiden sich die Teilnehmer- und Kontrollgruppen vor der Mindestlohneinführung bzw. -erhöhung wenig im relativen Lohnwachstum, wohingegen nach der Mindestlohneinführung ein abweichendes positives Lohnwachstum der Teilnehmergruppen zu beobachten ist.

5.1.3 Schätzergebnisse (inkl. Robustheitsanalysen)

In diesem Kapitel werden zunächst die Ergebnisse unserer Basisschätzungen mit vertraglichen sowie tatsächlichen Stundenlöhnen beschrieben. Hierauf folgen Robustheitsanalysen und Spillover-Tests für den vertraglichen Stundenlohn. Es werden weiterhin Heterogenitätsanalysen für den vertraglichen Stundenlohn getrennt nach Art der Beschäftigung, Geschlecht und Wohnort präsentiert. Am Ende des Kapitels werden Basisschätzungen, Robustheitsanalysen sowie Heterogenitätsanalysen für den Monatslohn präsentiert.

Tabelle 5.1.1 stellt die Ergebnisse der in Kapitel 5.1.2 beschriebenen empirischen Methodik, den DiDiD-Ansatz, für vertragliche Stundenlöhne dar. Die Zielvariable ist die logarithmierte jährliche Veränderung des vertraglichen Stundenlohns. Eine logarithmierte Zielvariable ermöglicht es, nicht-lineare Zusammenhänge zu betrachten. Spalte 1 beinhaltet neben den Interaktionstermen der Teilnehmergruppen mit den Jahres-Dummies, welche die Lohneffekte darstellen, zusätzlich Jahres-Dummies als unabhängige Variablen. Die Jahres-Dummies kontrollieren für das durchschnittliche jährliche Lohnwachstum. Spalte 2 ergänzt soziodemografische Informationen und Beschäftigungscharakteristika als Kontrollvariablen.³⁷ Spalte 3 beinhaltet zusätzlich Variablen für die Veränderung in der Beschäftigung der Arbeitnehmerinnen und Arbeitnehmer.³⁸ Mithilfe der Kontrollvariablen wird für beobachtbare Heterogenität der Beschäftigten kontrolliert. Verändern sich die Ergebnisse aus den Regressionsanalysen durch das schrittweise Hinzufügen der Kontrollvariablen deutlich, so ist davon auszugehen, dass die Beschäftigten sich zwischen den Gruppen unterscheiden. Durch die Hinzunahme der Kontrollvariablen in der 2. und 3. Spalte steigt das R^2 an, was bedeutet, dass die Kontrollvariablen einen Teil der Variation des Lohnwachstums erklären können. Die 3. Spalte ist die präferierte Spezifikation (Basisspezifikation) und wird im Folgenden interpretiert.

Der Lohn der ersten Teilnehmergruppe, deren Stundenlohn unter 8,50 Euro lag, war ab dem Jahr der Mindestlohneinführung 2015 direkt vom Mindestlohn betroffen. Diese Gruppe weist für die Zeitperiode von 2012 bis 2017 ein durchschnittliches jährliches Lohnwachstum aus, das statistisch signifikant um 14,55 Prozent höher ist in Relation zu Beschäftigten, die in derselben Zeitperiode zwischen 8,84 Euro und 10 Euro verdienen (Kontrollgruppe).

³⁷ Das sind Informationen zu Alter, Geschlecht, Ehestatus, Staatsbürgerschaft, beruflichem Bildungsabschluss, Kindern im Haushalt, Wohnort, Art der Beschäftigung, Befristung des Arbeitsvertrags, Firmengröße und Sektor.

³⁸ Hierzu zählen Arbeitsplatzwechsel nach Sektor, Firmengröße, Vertragsbefristung und Beruf.

Tabelle 5.1.1

Mindestlohneffekt auf das relative Wachstum von vertraglichen Stundenlöhnen

	1	2	3
Konstante	6,79*** (1,06)	22,66*** (2,58)	18,70*** (2,62)
TG 1: Unter 8,50	12,92*** (1,70)	14,63*** (1,74)	14,55*** (1,74)
Placebo 2012-2013	-1,67 (2,38)	-0,64 (2,43)	-0,90 (2,42)
DiDiD 2014-2015	3,40 (2,42)	4,10 (2,55)	4,01 (2,54)
DiDiD 2015-2016	5,28** (2,54)	5,53** (2,54)	5,26** (2,53)
DiDiD 2016-2017	7,64*** (2,89)	6,21** (2,86)	5,92** (2,86)
TG 2: 8,50 bis 8,84	0,92 (2,45)	1,19 (2,37)	1,09 (2,36)
Placebo 2012-2013	2,15 (3,33)	2,36 (3,34)	2,30 (3,34)
Placebo 2014-2015	-2,02 (3,20)	-1,23 (3,33)	-1,35 (3,32)
Placebo 2015-2016	2,90 (3,16)	4,38 (3,11)	3,95 (3,09)
DiDiD 2016-2017	2,02 (3,06)	3,15 (3,00)	2,83 (3,02)
Jahres-Dummies	Ja	Ja	Ja
Soziodemografische Informationen		Ja	Ja
Beschäftigungscharakteristika		Ja	Ja
Veränderung in Beschäftigung			Ja
Beobachtungen	6.463	5.807	5.807
Adj. R ²	0,05	0,10	0,10

Quelle: SOEP.v34, Erhebungsjahre 2012-2017. – Anmerkungen: DiDiD-Regression. Robuste Standardfehler in Klammern, auf Personenebene geclustert mit * $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$. Es werden keine Hochrechnungsfaktoren genutzt. Die Referenzgruppe in Spalte 3 ist männlich, verheiratet, hat keine Kinder unter 16 Jahre im Haushalt, arbeitet Vollzeit und unbefristet im Produktions-Sektor in einer mittelgroßen Firma, hat ein mittleres Bildungsniveau, die deutsche Staatsbürgerschaft, wohnt in den alten Bundesländern und berichtet keinen Arbeitsplatzwechsel. Alle Koeffizienten sind in Prozent ausgewiesen. Basierend auf der Längsschnittstichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3. TG 1 ist die erste Teilnehmergruppe und TG 2 ist die zweite Teilnehmergruppe wie in Kapitel 5.1.1 beschrieben. Die Teilnehmergruppen werden mit den jeweils angegebenen Jahreswerten interagiert. DiDiD steht hierbei für den Effekt durch die Mindestlohneinführung bzw. -erhöhung, während Placebo für die Jahre vor der Mindestlohneinführung bzw. -erhöhung steht. Die Koeffizienten DiDiD und Placebo sind als das zusätzliche Wachstum zum Koeffizienten von TG 1 bzw. TG 2 zu interpretieren.

Der Koeffizient für das Lohnwachstum durch die Mindestlohneinführung im Jahr 2015 ist positiv und liegt bei durchschnittlich 4,01 Prozent. Folglich ist die Veränderung des Lohnwachstums der ersten Teilnehmergruppe mit einem Lohn unterhalb von 8,50 Euro durchschnittlich um 4,01 Prozent höher relativ zur Veränderung vom Jahr 2013 auf das Jahr 2014 und relativ zur Kontrollgruppe. Der Koeffizient ist allerdings über alle Spezifikationen nicht statistisch signifikant auf einem Signifikanzniveau von 10

Prozent. Dennoch ist anhand der Standardabweichung zu erkennen, dass der Koeffizient durch das Hinzufügen der Kontrollvariablen aus Spalte 2 und 3 präziser geschätzt wird und damit knapp über dem herangezogenen Signifikanzniveau liegt. Ein signifikanter Lohneffekt von 4,01 Prozent im Jahr 2015 für die erste Teilnehmergruppe würde bedeuten, dass die vertraglichen Stundenlöhne in dieser Gruppe um durchschnittlich 0,30 Euro zusätzlich aufgrund der Mindestlohneinführung gestiegen sind.³⁹ Die Vorstudie Burauel et al. (2018) findet einen Lohneffekt vergleichbarer Größe für das Jahr 2015. Während in der zweiten Zeile die durchschnittlich abweichende Lohndynamik der ersten Teilnehmergruppe relativ zur Kontrollgruppe gemessen wird, wird mit den darauffolgenden Interaktionseffekten die abweichende Lohndynamik der ersten Teilnehmergruppe relativ zur Kontrollgruppe und zusätzlich relativ zum Referenzjahr gemessen. Das erhöht die Anforderungen an Größe und Signifikanz des Koeffizienten.

Im Jahr 2016 beträgt das durch den Mindestlohn induzierte zusätzliche Lohnwachstum der ersten Teilnehmergruppe durchschnittlich ca. 5,26 Prozent relativ zum Wachstum vom Jahr 2013 auf das Jahr 2014 und relativ zum Lohnwachstum der Kontrollgruppe und ist statistisch signifikant. D.h. die Mindestlohneinführung hat zu einem um 5,26 Prozent höheren Lohnwachstum im Jahr 2016 geführt. Ein Lohneffekt von 5,26 Prozent im Jahr 2016 für die erste Teilnehmergruppe bedeutet, dass die vertraglichen Stundenlöhne in dieser Gruppe um durchschnittlich 0,40 Euro zusätzlich gestiegen sind.⁴⁰ Allerdings dürfte es die Gruppe der unter 8,50 Euro Verdienenden faktisch durch den flächendeckenden gesetzlichen Mindestlohn seit dem Jahr 2015 nicht mehr geben. Wie bereits die Querschnittanalysen in Kapitel 2 gezeigt haben, ist diese Gruppe im Datensatz nach der Mindestlohneinführung dennoch vorhanden. Somit kann der Lohneffekt im Jahr 2016 als zeitlich verzögerter Effekt der Mindestlohneinführung interpretiert werden. Dieser Lohneffekt steigt im Jahr der Mindestlohnerhöhung 2017 noch weiter an auf 5,92 Prozent. Ein Lohneffekt von 5,92 Prozent im Jahr 2017 für die erste Teilnehmergruppe bedeutet, dass die vertraglichen Stundenlöhne in dieser Gruppe um durchschnittlich 0,40 Euro zusätzlich gestiegen sind.⁴¹ Der Lohneffekt ist auch deshalb größer, weil die Mindestlohngrenze im Jahr 2017 von 8,50 Euro auf 8,84 Euro angehoben wurde, was bei Einhaltung des Mindestlohns ein größeres Lohnwachstum für diese Teilnehmergruppe bedeutet.

Insgesamt war das Lohnwachstum in keinem der betrachteten Jahre stark genug, um die erste Teilnehmergruppe komplett über die Mindestlohnschwelle von 8,50 Euro bzw. 8,84 Euro zu heben.⁴² Dennoch ist hierbei zu beachten, dass die Teilnehmergruppen in den jeweiligen Jahren nicht zwangsläufig aus denselben Beschäftigten bestehen. Das bedeutet, dass Beschäftigte, deren vertragliche Stundenlöhne über die Mindestlohnschwelle von 8,50 Euro gewachsen sind, nicht mehr in der ersten Teilnehmergruppe in den Jahren nach der Mindestlohneinführung enthalten sind.

³⁹ Die Zahl ergibt sich aus folgender Berechnung: $6,70 \text{ Euro} * 4,0 \text{ Prozent} = 0,30 \text{ Euro}$, wobei 6,70 Euro der durchschnittliche vertragliche Stundenlohn der ersten Teilnehmergruppe im Jahr 2014 ist.

⁴⁰ Die Zahl ergibt sich aus folgender Berechnung: $6,80 \text{ Euro} * 5,3 \text{ Prozent} = 0,40 \text{ Euro}$, wobei 6,80 Euro der durchschnittliche vertragliche Stundenlohn der ersten Teilnehmergruppe im Jahr 2015 auf Basis der Längsschnittstichprobe ist.

⁴¹ Die Zahl ergibt sich aus folgender Berechnung: $6,90 \text{ Euro} * 5,9 \text{ Prozent} = 0,40 \text{ Euro}$, wobei 6,90 Euro der durchschnittliche vertragliche Stundenlohn der ersten Teilnehmergruppe im Jahr 2016 auf Basis der Längsschnittstichprobe ist.

⁴² Da das durchschnittliche jährliche Lohnwachstum der ersten Teilnehmergruppe ohne Mindestlohneinführung bei 14,55 Prozent liegt, wäre der vertragliche Stundenlohn im Jahr 2015 um ca. $6,70 \text{ Euro} * 14,6 \text{ Prozent} = 1 \text{ Euro}$ also von 6,70 Euro auf 7,70 Euro gewachsen. Durch die Mindestlohneinführung ist der Durchschnittslohn jedoch auf 8 Euro gestiegen. Für das Jahr 2017, in welchem der Mindestlohn von 8,50 Euro auf 8,84 Euro erhöht wurde, ist der Lohn, statt von 6,90 Euro auf 7,90 Euro, mindestlohnbedingt auf 8,30 Euro gestiegen.

Der Placebo-Test für das Wachstum vom Jahr 2012 auf das Jahr 2013 zeigt, dass die „Common Trend“ Annahme für die erste Teilnehmergruppe sehr wahrscheinlich erfüllt ist. Der Koeffizient ist nicht statistisch signifikant verschieden von Null, was bedeutet, dass sich die erste Teilnehmergruppe hinsichtlich ihres relativen Lohnwachstums vor der Mindestlohneinführung nicht von der Kontrollgruppe unterscheidet.

Des Weiteren werden in Tabelle 5.1.1 die Auswirkungen der Mindestlohnerhöhung im Jahr 2017 auf vertragliche Stundenlöhne für die zweite Teilnehmergruppe präsentiert. Diese Teilnehmergruppe besteht aus Beschäftigten, die im Zeitraum von 2012 bis 2017 zwischen 8,50 Euro und 8,84 Euro verdient haben, und ausschließlich im Jahr 2017 direkt vom Mindestlohn betroffen waren. Sie weisen in keinem Jahr ein statistisch signifikantes unterschiedliches Lohnwachstum im Vergleich zur Kontrollgruppe auf. Ein Erklärungsansatz hierfür kann sein, dass der Mindestlohn vergleichbar zum gesamtwirtschaftlichen Lohnwachstum steigt und die zweite Teilnehmergruppe daher kein abweichendes Lohnwachstum relativ zur Kontrollgruppe erfährt.

Für das Jahr 2017 wird ein positiver Lohnanstieg für die zweite Teilnehmergruppe von durchschnittlich 2,83 Prozent der Mindestlohnerhöhung gefunden, der allerdings statistisch insignifikant ist. Ein Grund für dieses niedrige Lohnwachstum ist, dass sich der Mindestlohn mit der Erhöhung um einen kleinen Betrag, nämlich 0,34 Euro, verändert hat. Für die anderen Jahre, die als Placebo-Effekte zu interpretieren sind, ist das Lohnwachstum ebenso statistisch insignifikant. Erwähnenswert ist, dass der Koeffizient für das Lohnwachstum für das Jahr 2016 größer ist als für das Jahr 2017. Auch dieser Lohnanstieg ist jedoch nicht statistisch signifikant. Die Mindestlohnerhöhung hat somit für die zweite Teilnehmergruppe zu keinem überdurchschnittlichen Lohnwachstum im Vergleich zur Kontrollgruppe und zum Referenzjahr 2013 auf 2014 geführt.

Im Anhang (Anhangtabelle A 5.1.1) werden die Schätzungen aus Tabelle 5.1.1 mit einer leicht veränderten Kontroll- und Teilnehmergruppe bis zum Jahr der Mindestlohnerhöhung wiederholt, um die Vergleichbarkeit mit der Vorstudie Burauel et al. (2018) herzustellen. Dabei werden die gleiche Teilnehmer- und Kontrollgruppe wie in Burauel et al. (2018) gewählt. Die Teilnehmergruppe beinhaltet Beschäftigte mit einem Lohn unterhalb von 8,50 Euro, und der Kontrollgruppe werden Beschäftigte mit einem Lohn zwischen 8,50 Euro und 10 Euro zugeordnet. Die Kontrollgruppe ist demnach die Zusammenlegung unserer Kontrollgruppe mit der zweiten Teilnehmergruppe. Die Schätzungen kommen sehr nahe an die Ergebnisse der Vorstudie und an unsere Basisschätzung heran. Relativ zur Kontrollgruppe und zur Veränderung vom Jahr 2013 auf das Jahr 2014 ist das Lohnwachstum der Beschäftigten mit einem Lohn unterhalb von 8,50 Euro vom Jahr 2014 auf 2015 mit durchschnittlich 4,31 Prozent statistisch signifikant auf dem 10-Prozent-Niveau. Dieser nun statistisch signifikante Effekt lässt sich also auf eine leicht präzisere Messung, also kleinere Standardabweichung, sowie einen im Betrag größeren Punktschätzer durch den Vergleich der Teilnehmergruppe mit einer leicht veränderten Kontrollgruppe zurückführen. Für die Veränderung vom Jahr 2015 auf das Jahr 2016 ist das Lohnwachstum der Teilnehmergruppe in Anhangtabelle A 5.1.1 mit durchschnittlich 4,12 Prozent relativ vom Jahr 2013 auf das Jahr 2014 und relativ zur Kontrollgruppe statistisch signifikant auf dem 10-Prozent-Niveau. Dieser Lohneffekt ist nun vom Betrag her kleiner im Vergleich zur Schätzung aus Tabelle 5.1.1. Insgesamt stehen die Ergebnisse aus Anhangtabelle A 5.1.1, trotz der beschriebenen kleineren Unterschiede, grundsätzlich in Einklang mit Tabelle 5.1.1.

Tabelle 5.1.2 stellt die kausalen Auswirkungen der Mindestlohneinführung und -erhöhung auf den tatsächlichen Stundenlohn vor. Hierbei wird die gleiche empirische Methodik verwendet wie für den vertraglichen Stundenlohn. Die Zielvariable ist daher auch die logarithmierte jährliche Veränderung des Stundenlohns. Insgesamt sind für alle drei Regressionsspalten mehr Beobachtungen vorhanden im Vergleich zu den Schätzungen für den vertraglichen Stundenlohn. Das liegt daran, dass, wie in Kapitel 3.1 gezeigt, der tatsächliche Stundenlohn niedriger als der vertragliche Stundenlohn ist und somit mehr Beschäftigte einen tatsächlichen Stundenlohn zwischen 0 und 10 Euro erhielten, dem in den Regressionen verwendeten Stundenlohnbereich.

Tabelle 5.1.2

Mindestlohneffekt auf das relative Wachstum von tatsächlichen Stundenlöhnen

	1	2	3
Konstante	6,97*** (1,02)	20,83*** (2,22)	17,55*** (2,27)
TG 1: Unter 8,50 Euro	12,09*** (1,50)	12,79*** (1,51)	12,69*** (1,52)
Placebo 2012-2013	-1,54 (2,09)	-0,03 (2,11)	-0,22 (2,11)
DiDiD 2014-2015	0,86 (2,14)	1,93 (2,28)	1,94 (2,28)
DiDiD 2015-2016	2,84 (2,16)	3,26 (2,15)	3,22 (2,14)
DiDiD 2016-2017	4,98** (2,45)	4,57* (2,40)	4,13* (2,40)
TG 2: 8,50 bis 8,84 Euro	2,36 (2,27)	1,76 (2,23)	2,09 (2,23)
Placebo 2012-2013	-0,02 (2,95)	0,77 (2,97)	0,29 (2,97)
Placebo 2014-2015	-4,98 (3,07)	-2,69 (3,16)	-3,27 (3,16)
Placebo 2015-2016	-1,48 (3,01)	0,10 (3,00)	-0,23 (3,00)
DiDiD 2016-2017	-0,05 (3,14)	0,92 (3,11)	0,18 (3,08)
Jahres-Dummies	Ja	Ja	Ja
Soziodemografische Informationen		Ja	Ja
Beschäftigungscharakteristika		Ja	Ja
Veränderung in Beschäftigung			Ja
Beobachtungen	8.197	7.425	7.425
Adj. R ²	0,04	0,08	0,08

Quelle: SOEP.v34, Erhebungsjahre 2012-2017. – Anmerkungen: DiDiD-Regression. Robuste Standardfehler in Klammern, auf Personenebene geclustert mit * $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$. Es werden keine Hochrechnungsfaktoren genutzt. Die Referenzgruppe in Spalte 3 ist männlich, verheiratet, hat keine Kinder unter 16 Jahre im Haushalt, arbeitet Vollzeit und unbefristet im Produktions-Sektor in einer mittelgroßen Firma, hat ein mittleres Bildungsniveau, die deutsche Staatsbürgerschaft, wohnt in den alten Bundesländern und berichtet keinen Arbeitsplatzwechsel. Alle Koeffizienten sind in Prozent ausgewiesen. Basierend auf der Längsschnittstichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3. TG 1 ist die erste Teilnehmergruppe und TG 2 ist die zweite Teilnehmergruppe wie in Kapitel 5.1.1 beschrieben. Die Teilnehmergruppen werden mit den jeweils angegebenen Jahreswerten interagiert. DiDiD steht hierbei für den Effekt durch die Mindestlohneinführung bzw. -erhöhung, während Placebo für die Jahre vor der Mindestlohneinführung bzw. -erhöhung steht. Die Koeffizienten DiDiD und Placebo sind als das zusätzliche Wachstum zum Koeffizienten von TG 1 bzw. TG 2 zu interpretieren.

Auch bei den tatsächlichen Stundenlöhnen zeigt sich das Bild eines durchschnittlich höheren jährlichen Lohnwachstums für die Gruppe der unter 8,50 Euro Verdienenden in den Jahren von 2012 bis 2017 relativ zur Kontrollgruppe und liegt bei 12,69 Prozent. Ein auf dem 10-Prozent-Niveau statistisch signifikanter Lohneffekt von durchschnittlich 4,13 Prozent für die erste Teilnehmergruppe ist erst im Jahr der Mindestlohnerhöhung 2017 nach Hinzufügen aller Kontrollvariablen zu beobachten. Der Lohneffekt von 4,13 Prozent vom Jahr 2016 auf das Jahr 2017 für die erste Teilnehmergruppe bedeutet,

dass die tatsächlichen Stundenlöhne in dieser Gruppe um durchschnittlich 0,30 Euro zusätzlich gestiegen sind.⁴³ Für die zweite Teilnehmergruppe, die nur von der Mindestlohnerhöhung betroffen war, ist auch für die tatsächlichen Stundenlöhne kein statistisch signifikanter Lohnkoeffizient zu beobachten.

Zusammenfassend sind für die vertraglichen Stundenlöhne und die erste Teilnehmergruppe nach der Mindestlohneinführung ein positiver Lohneffekt beobachtbar. Dieser Lohneffekt steigt besonders vom Jahr 2016 auf das Jahr 2017 weiter an. Der erhöhte Lohneffekt kann auf eine Kombination von zwei Faktoren, den verzögerten Lohneffekten der Mindestlohneinführung sowie den Lohneffekten der Mindestlohnerhöhung im Jahr 2017, zurückgeführt werden. Die zweite Teilnehmergruppe, die ausschließlich von der Mindestlohnerhöhung im Jahr 2017 betroffen war, erfährt vom Jahr 2016 auf das Jahr 2017 zwar einen Lohnanstieg, der allerdings statistisch insignifikant ist. Betrachtet man die tatsächlichen Stundenlöhne, so ist ein statistisch signifikanter und vom Betrag her relativ größerer Effekt erst vom Jahr 2016 auf das Jahr 2017 für die erste Teilnehmergruppe zu beobachten. Auch hier findet sich für die zweite Teilnehmergruppe kein statistisch signifikanter Lohneffekt.

Robustheitsanalysen

Die Informationen des SOEP zu Arbeitszeiten und monatlichem Bruttoarbeitsentgelt, die zur Berechnung des Stundenlohns verwendet werden, unterliegen Messfehlern. Mithilfe verschiedener Robustheitsanalysen wird in diesem Abschnitt getestet, ob Messfehler die Basisergebnisse beeinflussen. Dabei fokussieren wir uns auf klassische Messfehler, die Effekte gegen Null verzerren (Angrist/Pischke 2009). Durch klassische Messfehler werden Variablen mit zufälligen Werten gefüllt, die keiner Systematik folgen, beispielsweise weil sich Befragte nicht mehr genau erinnern. Zeigen unsere Robustheitsanalysen, dass die einzelnen Koeffizienten präziser geschätzt werden, so ist davon auszugehen, dass klassische Messfehler die Ergebnisse verzerren. Für die Untersuchungen in Tabelle 5.1.3 werden stets alle Kontrollvariablen genutzt. Zur einfacheren Vergleichbarkeit werden in der ersten Spalte in Tabelle 5.1.3 die Ergebnisse aus der dritten Spalte von Tabelle 5.1.1 dargestellt. Auf eine Darstellung der tatsächlichen Stundenlöhne wird verzichtet, da die Tests vergleichbare Ergebnisse erzielen.

Besonders Beschäftigte an der Schwelle zum gesetzlichen Mindestlohn könnten aufgrund von Messfehlern der falschen Gruppe zugeordnet werden. Um dieser falschen Zuordnung von Beschäftigten in die Teilnehmer- bzw. Kontrollgruppe entgegenzuwirken, werden in der zweiten Spalte in Tabelle 5.1.3 alle Beobachtungen mit einem Lohn, der bis zu 5 Prozent über oder unter 8,50 Euro lag, aus dem Sample ausgeschlossen. Konkret nutzen wir für die erste Teilnehmergruppe all jene Löhne, die unter 8,075 Euro lagen und für die Kontrollgruppe alle Beobachtungen mit einem Lohn zwischen 8,925 Euro und 10 Euro. Die zweite Teilnehmergruppe wird hierdurch aus dem Sample entfernt. Insgesamt zeigen die Ergebnisse nun, im Gegensatz zur Schätzung mit der gesamten Stichprobe, ein auf dem 5-Prozent-Niveau statistisch signifikanten Lohneffekt durch die Mindestlohneinführung im Jahr 2015 von durchschnittlich 6,70 Prozent. Dieser Lohneffekt wird für die weiteren Jahre, wie auch schon in Tabelle 5.1.3, vom Betrag größer.

⁴³ Die Zahl ergibt sich aus folgender Berechnung: $6,90 \text{ Euro} * 4,1 \text{ Prozent} = 0,30 \text{ Euro}$, wobei 6,90 Euro der durchschnittliche vertragliche Stundenlohn der ersten Teilnehmergruppe im Jahr 2016 auf Basis der Längsschnittstichprobe ist.

Tabelle 5.1.3

Robustheitsanalysen mit vertraglichen Stundenlöhnen

	Basisstich- probe	5,0%- Band	Lohn in t > EUR 5,00	Lohn in t+1 > EUR 5,00	Stunden > 20 h/Woche
	1	2	3	4	5
Konstante	18,70*** (2,62)	21,43*** (3,26)	18,68*** (2,34)	19,67*** (2,38)	22,08*** (2,70)
TG 1: Unter 8,50	14,55*** (1,74)	16,62*** (2,07)	9,83*** (1,59)	13,85*** (1,54)	13,54*** (1,84)
Placebo 2012-2013	-0,90 (2,42)	-1,11 (2,84)	-1,01 (2,15)	-2,13 (2,13)	-2,44 (2,60)
DiDiD 2014-2015	4,01 (2,54)	6,70** (3,05)	6,16*** (2,38)	5,81** (2,30)	4,57* (2,63)
DiDiD 2015-2016	5,26** (2,53)	8,61*** (3,17)	6,35*** (2,26)	3,58 (2,20)	5,66** (2,75)
DiDiD 2016-2017	5,92** (2,86)	10,28*** (3,45)	4,60* (2,55)	5,52** (2,53)	5,88* (3,21)
TG 2: 8,50 bis 8,84	1,09 (2,36)		0,89 (2,35)	1,08 (2,24)	0,35 (2,42)
Placebo 2012-2013	2,30 (3,34)		1,88 (3,29)	1,44 (3,23)	4,79 (3,57)
Placebo 2014-2015	-1,35 (3,32)		-1,16 (3,26)	-0,17 (3,04)	2,41 (3,21)
Placebo 2015-2016	3,95 (3,09)		4,32 (3,08)	3,70 (2,92)	4,76 (3,41)
DiDiD 2016-2017	2,83 (3,02)		3,35 (3,00)	2,36 (2,91)	3,73 (3,15)
Kontrollvariablen	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
Beobachtungen	5.807	4.087	5.390	5.460	3.581
Adj. R ²	0,10	0,12	0,10	0,13	0,16

Quelle: SOEP.v34, Erhebungsjahre 2012-2017. – Anmerkungen: DiDiD-Regression. Robuste Standardfehler in Klammern, auf Personenebene geclustert mit * $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$. Es werden keine Hochrechnungsfaktoren genutzt. Die Referenzgruppe ist männlich, verheiratet, hat keine Kinder unter 16 Jahre im Haushalt, arbeitet Vollzeit und unbefristet im Produktions-Sektor in einer mittelgroßen Firma, hat ein mittleres Bildungsniveau, die deutsche Staatsbürgerschaft, wohnt in den alten Bundesländern und berichtet keinen Arbeitsplatzwechsel. Alle Koeffizienten sind in Prozent ausgewiesen. Basierend auf der Längsschnittstichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3. TG 1 ist die erste Teilnehmergruppe und TG 2 ist die zweite Teilnehmergruppe wie in Kapitel 5.1.1 beschrieben. Die Teilnehmergruppen werden mit den jeweils angegebenen Jahreswerten interagiert. DiDiD steht hierbei für den Effekt durch die Mindestlohneinführung bzw. -erhöhung, während Placebo für die Jahre vor der Mindestlohneinführung bzw. -erhöhung steht. Die Koeffizienten DiDiD und Placebo sind als das zusätzliche Wachstum zum Koeffizienten von TG 1 bzw. TG 2 zu interpretieren.

Tabelle 5.1.4

Test auf Spillover-Effekte mit vertraglichen Stundenlöhnen

	Basisstichprobe 1	Spillover 2
Konstante	18,70*** (2,62)	18,11*** (2,12)
TG 1: Unter 8,50	14,55*** (1,74)	14,73*** (1,73)
Placebo 2012-2013	-0,90 (2,42)	-1,08 (2,41)
DiDiD 2014-2015	4,01 (2,54)	3,99 (2,54)
DiDiD 2015-2016	5,26** (2,53)	5,29** (2,53)
DiDiD 2016-2017	5,92** (2,86)	6,12** (2,86)
TG 2: 8,50 bis 8,84	1,09 (2,36)	1,24 (2,37)
Placebo 2012-2013	2,30 (3,34)	1,98 (3,34)
Placebo 2014-2015	-1,35 (3,32)	-1,27 (3,31)
Placebo 2015-2016	3,95 (3,09)	4,04 (3,09)
DiDiD 2016-2017	2,83 (3,02)	2,92 (3,01)
KG 2: 10 bis 11,50		-3,14** (1,39)
Placebo 2012-2013		1,44 (1,95)
Placebo 2014-2015		0,95 (2,07)
Placebo 2015-2016		1,52 (1,93)
DiDiD 2016-2017		2,18 (1,88)
Kontrollvariablen	Ja	Ja
Beobachtungen	5.807	8.391
Adj. R ²	0,10	0,11

Quelle: SOEP.v34, Erhebungsjahre 2012-2017. – Anmerkungen: DiDiD-Regression. Robuste Standardfehler in Klammern, auf Personenebene geclustert mit * $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$. Es werden keine Hochrechnungsfaktoren genutzt. Die Referenzgruppe ist männlich, verheiratet, hat keine Kinder unter 16 Jahre im Haushalt, arbeitet Vollzeit und unbefristet im Produktions-Sektor in einer mittelgroßen Firma, hat ein mittleres Bildungsniveau, die deutsche Staatsbürgerschaft, wohnt in den alten Bundesländern und berichtet keinen Arbeitsplatzwechsel. Alle Koeffizienten sind in Prozent ausgewiesen. Basierend auf der Längsschnittstichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3. TG 1 ist die erste Teilnehmergruppe und TG 2 ist die zweite Teilnehmergruppe wie in Kapitel 5.1.1 beschrieben. KG 2 steht für die zweite Kontrollgruppe. Die Teilnehmergruppen und Kontrollgruppe werden mit den jeweils angegebenen Jahreswerten interagiert. DiDiD steht hierbei für den Effekt durch die Mindestlohneinführung bzw. -erhöhung, während Placebo für die Jahre vor der Mindestlohneinführung bzw. -erhöhung steht. Die Koeffizienten DiDiD und Placebo sind als das zusätzliche Wachstum zum Koeffizienten von TG 1 bzw. TG 2 zu interpretieren.

Neben Messfehlern können starke Ausreißer die Ergebnisse verzerren. In der 3. Spalte werden daher alle Beobachtungen aus dem Sample entfernt, die zum Zeitpunkt t einen Lohn unterhalb von 5 Euro verdienten. Beispielsweise werden somit vom Jahr 2014 auf das Jahr 2015 nur diejenigen Beschäftigten betrachtet, die im Jahr 2014 über 5 Euro verdienten. Wie schon in der 2. Spalte ist der Effekt der Mindestlohneinführung vom Jahr 2014 auf das Jahr 2015 nun größer im Vergleich zur gesamten Stichprobe und statistisch signifikant auf dem 1-Prozent-Niveau. Die Lohneffekte in den Folgejahren der Mindestlohneinführung von 2015 bis 2017 sind weiterhin statistisch signifikant und positiv. Für die zweite Teilnehmergruppe ist auch hier in keinem Jahr ein statistisch signifikanter Effekt zu beobachten.

In der 4. Spalte werden alle Beobachtungen aus dem Sample entfernt, die in $t+1$ einen Lohn unter 5 Euro verdienten. So werden beispielsweise für den Effekt vom Jahr 2014 auf das Jahr 2015 zwar alle Beschäftigten mit Löhnen unterhalb von 8,50 Euro im Jahr 2014 im Sample behalten, jedoch werden Beschäftigte mit einem Stundenlohn von weniger als 5 Euro im Jahr 2015 aus dem Sample entfernt. Auch in Spalte 4 ist im Gegensatz zur Schätzung mit der gesamten Stichprobe der Lohneffekt der Mindestlohneinführung vom Jahr 2014 auf das Jahr 2015 statistisch signifikant. Zudem treten wiederum keine statistisch signifikanten Lohneffekte für die zweite Teilnehmergruppe auf.

In der letzten Spalte werden alle Beschäftigten mit weniger als 20 Stunden vertraglicher Arbeitszeit vom Sample ausgeschlossen. Diese Analyse berücksichtigt insbesondere, dass Arbeitszeitinformationen von geringfügig Beschäftigten bzw. Teilzeitbeschäftigten mit Messfehlern behaftet sein können. Die Effekte sind ähnlich der Schätzung mit der gesamten Stichprobe. Der Lohneffekt für die Mindestlohneinführung vom Jahr 2014 auf das Jahr 2015 ist jedoch präziser geschätzt und signifikant auf dem 10-Prozent-Niveau.

In den Robustheitsanalysen haben wir jeweils Beobachtungen knapp an der Schwelle des gesetzlichen Mindestlohns, Ausreißer mit sehr geringen Stundenlöhnen sowie mit niedriger Arbeitszeit aus dem Sample ausgeschlossen, um die Sensibilität der Schätzungen in Bezug auf Messfehler zu prüfen. Tatsächlich sind die Lohneffekte in den Robustheitsanalysen vom Betrag her größer. Das deutet darauf hin, dass es im Datensatz Messfehler für den Stundenlohn vor allem unterhalb von 8,50 Euro gibt. Die allgemeinen Schlussfolgerungen ändern sich dadurch jedoch nicht.

Spillover-Effekte

Wie schon in Kapitel 5.1.1 erläutert, ist eine grundlegende Annahme des gewählten methodischen Ansatzes, dass der tatsächliche Effekt des Mindestlohns auf die betroffenen Gruppen 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 Veränderung einer zweiten Kontrollgruppe mit Löhnen von 10 Euro bis 11,50 Euro relativ zur ersten Kontrollgruppe mit Löhnen von 8,84 Euro bis 10 Euro und relativ vom Jahr 2013 auf das Jahr 2014. Die zweite Kontrollgruppe sollte in Bezug auf ihre Eigenschaften möglichst ähnlich der Teilnehmergruppen sein (siehe auch Burauel et al. 2018). Um Spillover-Effekte ausschließen zu können, sollte es zwischen diesen beiden Kontrollgruppen keine unterschiedliche Lohnentwicklung in den Jahren vor und nach der Mindestlohneinführung geben. Falls die zweite Kontrollgruppe ein statistisch signifikant abweichendes Lohnwachstum relativ zur ersten Kontrollgruppe aufweist, so ist davon auszugehen, dass die erste Kontrollgruppe ebenfalls indirekt von der Mindestlohneinführung bzw. -erhöhung betroffen war, was dann wiederum unsere gemessenen Effekte der Teilnehmergruppen verzerren würde.

Zur Vergleichbarkeit werden in der ersten Spalte in Tabelle 5.1.4 die Ergebnisse aus der Basisschätzung mit allen Kontrollvariablen dargestellt. In Tabelle 5.1.4 finden wir keine statistisch signifikanten Unterschiede im Lohnwachstum zwischen der zweiten Kontrollgruppe mit Löhnen von 10 Euro bis 11,50 Euro und der ersten Kontrollgruppe mit Löhnen zwischen 8,84 Euro und 10 Euro für die Jahre von 2012 bis 2013, von 2014 bis 2015, von 2015 bis 2016 und von 2016 bis 2017. Somit deutet die Analyse auf keine Spillover-Effekte hin. Wie in Kapitel 5.1.1 erwähnt, wurden Spillover-Effekte für die

USA und Deutschland nachgewiesen (siehe z.B. Lee 1999; Neumark et al. 2004; Dickens, Manning 2004; Aretz et al. 2013; Autor et al. 2016). Spillover-Effekte sind jedoch vor allem, wie diese Studien zeigen, eher in der längeren Frist zu erwarten. Allerdings findet eine Studie mit Daten des IAB-Betriebspanels, eine Betriebsbefragung, Spillover-Effekte der Mindestlohneinführung auf den Lohn (Mindestlohnkommission 2016). Dieses Ergebnis können wir im SOEP und dem gewählten methodischen Ansatz mit einer Kontrollgruppe knapp über dem Mindestlohnniveau nicht bestätigen. Unser Test auf Spillover-Effekte deutet daraufhin, dass Beschäftigte mit einem Lohn knapp über dem Mindestlohnniveau in der kurzen Frist nicht vom Mindestlohn betroffen waren. Das gleiche Ergebnis wurde auch in der Vorstudie gefunden (Burauel et al. 2018).

Heterogenitätsanalysen

In dem folgenden Abschnitt werden unsere Analysen getrennt nach verschiedenen Subgruppen präsentiert. In der deutschen Mindestlohnliteratur wurden Subgruppen identifiziert, die besonders von der Mindestlohneinführung betroffen sind (siehe z.B. Burauel et al. 2018). Auch Kapitel 3 dieses Berichts beschäftigt sich deskriptiv mit Heterogenität. Zu diesen Gruppen gehören beispielsweise geringfügig Beschäftigte, weibliche Beschäftigte und Beschäftigte mit Wohnsitz in Ostdeutschland. Daher untersuchen wir im Folgenden gruppenspezifische Effekte der Mindestlohneinführung und -erhöhung auf Stundenlöhne.

Tabelle 5.1.5 stellt unsere Schätzungen getrennt nach Beschäftigungsarten vor. In der ersten Spalte werden zur einfacheren Vergleichbarkeit die Ergebnisse aus der dritten Spalte in Tabelle 5.1.1, der Basisschätzung, dargestellt. Spalte 2 zeigt die Ergebnisse für Vollzeitbeschäftigte, Spalte 3 für Teilzeitbeschäftigte und Spalte 4 für geringfügig Beschäftigte. Diese Analysen sollen aufzeigen, ob eine Beschäftigungsart die Basisergebnisse verursacht.

Insgesamt zeigt sich, dass vor allem Vollzeitbeschäftigte in den Jahren nach der Mindestlohneinführung einen verzögerten Lohneffekt erfahren haben. So ist das Lohnwachstum der ersten Teilnehmergruppe für Vollzeitbeschäftigte vom Jahr 2015 auf das Jahr 2016 relativ zum Wachstum vom Jahr 2013 auf das Jahr 2014 und relativ zur Kontrollgruppe um durchschnittlich 5,48 Prozent gestiegen, während für Teilzeitbeschäftigte und geringfügig Beschäftigte kein Effekt der Mindestlohneinführung für die erste Teilnehmergruppe zu beobachten ist.

Für die zweite Teilnehmergruppe ist, mit Ausnahme eines negativen Effekts auf das Lohnwachstum von vertraglichen Stundenlöhnen vom Jahr 2012 auf das Jahr 2013 für Teilzeitbeschäftigte, kein statistisch signifikanter Lohneffekt für eine der Beschäftigungsarten zu beobachten.

Tabelle 5.1.6 stellt unsere Schätzungen getrennt nach Geschlecht und Region dar. Da das generelle Lohnniveau für Frauen im Vergleich zu Männern geringer ist, sind für weibliche Beschäftigte stärkere Lohneffekte zu erwarten. Tabelle 5.1.6 zeigt, dass vor allem weibliche Beschäftigte in der ersten Teilnehmergruppe im Jahr der Mindestlohneinführung 2015 ein statistisch signifikantes Lohnwachstum von durchschnittlich 5,72 Prozent relativ vom Referenzjahr 2013 auf das Jahr 2014 und relativ zur Kontrollgruppe erfahren haben. Für männliche Beschäftigte in der ersten Teilnehmergruppe zeigt sich hingegen vom Jahr 2014 auf das Jahr 2015 kein statistisch signifikantes Lohnwachstum. Im Gegensatz zu weiblichen Beschäftigten weisen männliche Beschäftigte in der ersten Teilnehmergruppe hingegen stärkere verzögerte Effekte der Mindestlohneinführung von durchschnittlich 10,24 Prozent vom Jahr 2015 auf das Jahr 2016 und durchschnittlich 14,77 Prozent vom Jahr 2016 auf das Jahr 2017 auf. Insgesamt treiben also die Lohneffekte bei weiblichen Beschäftigten die Gesamteffekte für die erste Teilnehmergruppe im Jahr der Mindestlohneinführung 2015, während die Lohneffekte bei männlichen Beschäftigten in der ersten Teilnehmergruppe die verzögerten Gesamteffekte auf das Lohnwachstum in den Jahren von 2015 auf 2016 und von 2016 auf 2017 verursachen. Für die zweite Teilnehmergruppe ist, mit Ausnahme für männliche Beschäftigte vom Jahr 2012 auf 2013, kein statistisch signifikantes Lohnwachstum zu beobachten.

Tabelle 5.1.5

Heterogenitätsanalysen nach Beschäftigungsart mit vertraglichen Stundenlöhnen

	Basisstich- probe 1	Vollzeit- Beschäftigt 2	Teilzeit- Beschäftigt 3	Geringfü- gig Beschäf- tigte 4
Konstante	18,70*** (2,62)	22,17*** (2,76)	11,10 (7,85)	-3,88 (8,58)
TG 1: Unter 8,50	14,55*** (1,74)	12,32*** (1,93)	18,17*** (4,51)	15,69*** (4,69)
Placebo 2012-2013	-0,90 (2,42)	-3,10 (2,63)	-10,66* (5,85)	0,16 (6,33)
DiDiD 2014-2015	4,01 (2,54)	2,41 (2,76)	3,26 (5,58)	1,26 (7,92)
DiDiD 2015-2016	5,26** (2,53)	5,48* (2,87)	0,17 (6,44)	3,29 (6,28)
DiDiD 2016-2017	5,92** (2,86)	3,94 (3,39)	4,28 (7,29)	-3,85 (6,89)
TG 2: 8,50 bis 8,84	1,09 (2,36)	-0,43 (2,57)	-1,34 (4,55)	4,04 (6,99)
Placebo 2012-2013	2,30 (3,34)	5,79 (3,83)	-13,30* (7,01)	2,69 (8,51)
Placebo 2014-2015	-1,35 (3,32)	2,26 (3,23)	2,58 (10,02)	-8,04 (9,81)
Placebo 2015-2016	3,95 (3,09)	5,44 (3,45)	8,80 (7,09)	1,92 (8,31)
DiDiD 2016-2017	2,83 (3,02)	3,16 (3,21)	13,92 (9,15)	-3,87 (8,88)
Kontrollvariablen	Ja	Ja	Ja	Ja
Beobachtungen	5.807	2.969	851	1.148
Adj. R ²	0,10	0,15	0,09	0,04

Quelle: SOEP.v34, Erhebungsjahre 2012-2017. – Anmerkungen: DiDiD-Regression. Robuste Standardfehler in Klammern, auf Personenebene geclustert mit * $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$. Es werden keine Hochrechnungsfaktoren genutzt. Die Referenzgruppe ist männlich, verheiratet, hat keine Kinder unter 16 Jahre im Haushalt, arbeitet Vollzeit und unbefristet im Produktions-Sektor in einer mittelgroßen Firma, hat ein mittleres Bildungsniveau, die deutsche Staatsbürgerschaft, wohnt in den alten Bundesländern und berichtet keinen Arbeitsplatzwechsel. Alle Koeffizienten sind in Prozent ausgewiesen. Basierend auf der Längsschnittstichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3. TG 1 ist die erste Teilnehmergruppe und TG 2 ist die zweite Teilnehmergruppe wie in Kapitel 5.1.1 beschrieben. Die Teilnehmergruppen werden mit den jeweils angegebenen Jahreswerten interagiert. DiDiD steht hierbei für den Effekt durch die Mindestlohneinführung bzw. -erhöhung, während Placebo für die Jahre vor der Mindestlohneinführung bzw. -erhöhung steht. Die Koeffizienten DiDiD und Placebo sind als das zusätzliche Wachstum zum Koeffizienten von TG 1 bzw. TG 2 zu interpretieren.

Tabelle 5.1.6

Heterogenitätsanalysen nach Geschlecht und Region mit vertraglichen Stundenlöhnen

	Basisstich- probe 1	Weiblich 2	Männlich 3	Ost- Deutschland 4	West- Deutschland 5
Konstante	18,70*** (2,62)	13,66*** (3,27)	16,31*** (4,74)	18,72*** (3,41)	15,47*** (3,57)
TG 1: Unter 8,50	14,55*** (1,74)	14,30*** (2,11)	17,06*** (3,05)	7,35*** (2,47)	17,88*** (2,29)
Placebo 2012-2013	-0,90 (2,42)	-0,57 (2,90)	-4,31 (4,47)	0,93 (3,36)	-1,53 (3,26)
DiDiD 2014-2015	4,01 (2,54)	5,72* (3,00)	-3,68 (5,00)	9,56*** (3,43)	1,75 (3,51)
DiDiD 2015-2016	5,26** (2,53)	3,20 (2,98)	10,24** (5,08)	5,44 (3,78)	5,02 (3,29)
DiDiD 2016-2017	5,92** (2,86)	2,55 (3,34)	14,77*** (5,67)	6,65* (3,93)	5,31 (3,80)
TG 2: 8,50 bis 8,84	1,09 (2,36)	1,90 (3,01)	-0,22 (3,78)	-5,47 (3,61)	4,22 (3,02)
Placebo 2012-2013	2,30 (3,34)	-1,96 (3,87)	11,20* (6,09)	5,04 (4,58)	0,17 (4,66)
Placebo 2014-2015	-1,35 (3,32)	-2,01 (4,19)	-0,64 (5,26)	9,58** (4,50)	-5,88 (4,45)
Placebo 2015-2016	3,95 (3,09)	2,29 (3,88)	8,37 (5,22)	10,69** (4,58)	-0,64 (4,01)
DiDiD 2016-2017	2,83 (3,02)	2,64 (3,91)	4,04 (4,67)	5,99 (4,31)	0,84 (4,01)
Kontrollvariablen	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
Beobachtungen	5.807	4.206	1.601	2.050	3.745
Adj. R ²	0,10	0,09	0,15	0,09	0,10

Quelle: SOEP.v34, Erhebungsjahre 2012-2017. – Anmerkungen: DiDiD-Regression. Robuste Standardfehler in Klammern, auf Personenebene geclustert mit * $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$. Es werden keine Hochrechnungsfaktoren genutzt. Die Referenzgruppe ist männlich, verheiratet, hat keine Kinder unter 16 Jahre im Haushalt, arbeitet Vollzeit und unbefristet im Produktions-Sektor in einer mittelgroßen Firma, hat ein mittleres Bildungsniveau, die deutsche Staatsbürgerschaft, wohnt in den alten Bundesländern und berichtet keinen Arbeitsplatzwechsel. Alle Koeffizienten sind in Prozent ausgewiesen. Basierend auf der Längsschnittstichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3. TG 1 ist die erste Teilnehmergruppe und TG 2 ist die zweite Teilnehmergruppe wie in Kapitel 5.1.1 beschrieben. Die Teilnehmergruppen werden mit den jeweils angegebenen Jahreswerten interagiert. DiDiD steht hierbei für den Effekt durch die Mindestlohneinführung bzw. -erhöhung, während Placebo für die Jahre vor der Mindestlohneinführung bzw. -erhöhung steht. Die Koeffizienten DiDiD und Placebo sind als das zusätzliche Wachstum zum Koeffizienten von TG 1 bzw. TG 2 zu interpretieren.

In Ostdeutschland ist das Lohnniveau relativ zu Westdeutschland niedriger. Daher ist auch die Anzahl der vom Mindestlohn betroffenen Personen höher, wodurch wiederum ein größerer Lohneffekt durch die Mindestlohneinführung und -erhöhung zu erwarten ist. In den Schätzungen getrennt nach Ostdeutschland und Westdeutschland ist zu beobachten, dass vor allem Beschäftigte mit Wohnsitz in Ostdeutschland in der ersten Teilnehmergruppe im Jahr der Mindestlohneinführung 2015 ein statistisch signifikantes Lohnwachstum von durchschnittlich 9,56 Prozent aufweisen, wohingegen für Beschäftigte mit Wohnsitz in Westdeutschland kein solch statistisch signifikanter Effekt zu messen ist. Der verzögerte Effekt der Mindestlohneinführung auf die erste Teilnehmergruppe ist vom Jahr 2016 auf das Jahr 2017 für Beschäftigte mit Wohnsitz in Ostdeutschland um knapp 1,3 Prozentpunkte höher als in Westdeutschland.

Beschäftigte in der zweiten Teilnehmergruppe mit Wohnsitz in Ostdeutschland verzeichnen ein durchschnittliches relatives Lohnwachstum von 9,58 Prozent vom Jahr 2014 auf das Jahr 2015 und von 10,69 Prozent vom Jahr 2015 auf das Jahr 2016, während kein statistisch signifikantes relatives Lohnwachstum vom Jahr 2016 auf das Jahr 2017 gemessen wird. Dies deutet darauf hin, dass die Mindestlohneinführung zu einer gestiegenen Lohndynamik der zweiten Teilnehmergruppe in Ostdeutschland, im Vergleich mit der Kontrollgruppe, geführt hat. Die zweite Teilnehmergruppe unterscheidet sich somit schon vor der Mindestlohnerhöhung von der Kontrollgruppe, wodurch der Lohneffekt vom Jahr 2016 auf 2017 ohnehin nicht als kausaler Effekt in Ostdeutschland zu interpretieren gewesen wäre. Dieser Befund unterscheidet sich stark von der Schätzung mit der gesamten Stichprobe sowie den anderen vorherigen Schätzungen. Für Beschäftigte in der zweiten Teilnehmergruppe in Westdeutschland ist hingegen kein statistisch signifikanter Effekt zu beobachten.

In Anhangtabelle A 5.1.10 wird die regionale Eingriffsintensität mit dem individuellen DiDiD Ansatz kombiniert. Die Schätzungen zeigen hierbei ein ähnliches Bild wie die Schätzungen getrennt nach Ostdeutschland und Westdeutschland. Beschäftigte in der ersten sowie der zweiten Teilnehmergruppe mit Wohnsitz in Regionen mit hoher Eingriffsintensität verzeichnen die stärksten Lohnzuwächse.

Zusammenfassend zeigen die Heterogenitätsanalysen, dass die Basisergebnisse für die erste Teilnehmergruppe, die von der Mindestlohneinführung betroffen ist, vor allem von Vollzeitbeschäftigten, Frauen und Beschäftigten mit Wohnsitz in Ostdeutschland getrieben werden. Die Mindestlohneinführung hat zudem zu Lohnerhöhungen für Beschäftigte in Ostdeutschland in der zweiten Teilnehmergruppe geführt, die eigentlich erst von der Mindestlohnerhöhung im Jahr 2017 betroffen war. Anders formuliert, erfahren Beschäftigte in der zweiten Teilnehmergruppe in Ostdeutschland einen Lohneffekt schon ab dem Jahr 2014 auf das Jahr 2015, was auf Lohneffekte für die zweite Teilnehmergruppe durch die Mindestlohneinführung hinweist.

Monatslohn

In diesem Abschnitt wird auf die Veränderungen im Monatslohn durch die Mindestlohneinführung und -erhöhung eingegangen. Die vorangehenden Analysen haben gezeigt, dass der Stundenlohn in den Jahren nach der Einführung des Mindestlohns gewachsen ist. Daraus lässt sich allerdings kein Wachstum des Monatslohns ableiten, da sich zugleich auch Arbeitszeiten verändert haben könnten. Die kausalen Auswirkungen der Einführung und Erhöhung des Mindestlohns auf Arbeitszeiten werden in Kapitel 5.2 untersucht.

Tabelle 5.1.7 präsentiert die Mindestlohneffekte auf den Monatslohn. Die Einteilung in Teilnehmer- und Kontrollgruppe erfolgt analog zur Einteilung für die Schätzungen des vertraglichen Stundenlohns, d.h. mithilfe des vertraglichen Stundenlohns werden Beschäftigte in Gruppen unterhalb der Stundenlohngrenze der Mindestlohneinführung, zwischen Mindestlohneinführung und Mindestlohnerhöhung und leicht über der Stundenlohngrenze der Mindestlohnerhöhung zugeordnet. Als abhängige Ergebnisvariable wird die logarithmierte jährliche Veränderung des Monatslohns genutzt. Die 3. Spalte ist die Basispezifikation und wird im Folgenden interpretiert.

Das durchschnittliche jährliche Wachstum des Monatslohns der ersten Teilnehmergruppe mit einem Stundenlohn unterhalb von 8,50 Euro ist um 11,37 Prozent höher als das Wachstum der Kontrollgruppe. Für die zweite Teilnehmergruppe mit einem Stundenlohn zwischen 8,50 Euro und 8,84 Euro liegt das durchschnittliche jährliche Wachstum des Monatslohns um 4,80 Prozent höher als das Wachstum der Kontrollgruppe.

Über alle Spezifikationen und Jahre ist für keine der Teilnehmergruppen ein signifikanter Effekt des Mindestlohns auf das Wachstum des Monatslohns relativ zum Wachstum vom Referenzjahr 2013 auf 2014 und relativ zur Kontrollgruppe nach der Mindestlohneinführung bzw. -erhöhung zu beobachten.

Tabelle 5.1.7

Mindestlohneffekt auf das relative Wachstum von Monatslöhnen

	1	2	3
Konstante	5,28*** (1,39)	28,56*** (3,20)	21,65*** (3,24)
TG 1: Unter 8,50	12,86*** (2,05)	11,49*** (2,11)	11,37*** (2,11)
Placebo 2012-2013	-4,07 (2,84)	-1,63 (2,90)	-2,18 (2,91)
DiDiD 2014-2015	-1,36 (3,07)	0,72 (3,20)	0,52 (3,19)
DiDiD 2015-2016	0,24 (3,15)	0,54 (3,13)	0,06 (3,11)
DiDiD 2016-2017	5,87 (3,61)	3,96 (3,64)	3,36 (3,61)
TG 2: 8,50 bis 8,84	6,26** (2,82)	4,93* (2,79)	4,80* (2,82)
Placebo 2012-2013	-4,19 (4,08)	0,74 (4,30)	0,54 (4,34)
Placebo 2014-2015	-7,59* (3,95)	-5,30 (4,19)	-5,56 (4,15)
Placebo 2015-2016	-5,23 (4,05)	-4,47 (4,05)	-5,21 (4,06)
DiDiD 2016-2017	-0,94 (3,80)	-0,54 (3,78)	-1,14 (3,80)
Jahres-Dummies	Ja	Ja	Ja
Soziodemografische Informationen		Ja	Ja
Beschäftigungscharakteristika		Ja	Ja
Veränderung in Beschäftigung			Ja
Beobachtungen	6.463	5.807	5.807
Adj. R ²	0,02	0,08	0,10

Quelle: SOEP.v34, Erhebungsjahre 2012-2017. – Anmerkungen: DiDiD-Regression. Robuste Standardfehler in Klammern, auf Personenebene geclustert mit * $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$. Es werden keine Hochrechnungsfaktoren genutzt. Die Referenzgruppe in Spalte 3 ist männlich, verheiratet, hat keine Kinder unter 16 Jahre im Haushalt, arbeitet Vollzeit und unbefristet im Produktions-Sektor in einer mittelgroßen Firma, hat ein mittleres Bildungsniveau, die deutsche Staatsbürgerschaft, wohnt in den alten Bundesländern und berichtet keinen Arbeitsplatzwechsel. Alle Koeffizienten sind in Prozent ausgewiesen. Basierend auf der Längsschnittstichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3. TG 1 ist die erste Teilnehmergruppe und TG 2 ist die zweite Teilnehmergruppe wie in Kapitel 5.1.1 beschrieben. Die Teilnehmergruppen werden mit den jeweils angegebenen Jahreswerten interagiert. DiDiD steht hierbei für den Effekt durch die Mindestlohneinführung bzw. -erhöhung, während Placebo für die Jahre vor der Mindestlohneinführung bzw. -erhöhung steht. Die Koeffizienten DiDiD und Placebo sind als das zusätzliche Wachstum zum Koeffizienten von TG 1 bzw. TG 2 zu interpretieren.

In Anhangtabelle A 5.1.6 werden zusätzlich Ergebnisse zu Robustheitsanalysen mit Monatslöhnen dargestellt. Die Untersuchungen sind identisch zu den Robustheitsanalysen aus Tabelle 5.1.3 für den vertraglichen Stundenlohn aufgebaut.

Einzig durch den Ausschluss von Beobachtungen mit 5 Prozent unter oder über einem vertraglichen Stundenlohn von 8,50 Euro ist für die Veränderungen vom Jahr 2016 auf das Jahr 2017 ein auf dem 10-Prozent-Niveau statistisch signifikantes Wachstum des Monatslohns von durchschnittlich 7,20 Prozent

relativ zur Kontrollgruppe und relativ zum Referenzjahr 2013 auf 2014 zu beobachten. Diese veränderte Lohndynamik ist allerdings in keinem der anderen Jahre zu beobachten und bestätigt sich zudem auch nicht in den weiteren Robustheitsanalysen.

Teilt man die gesamte Stichprobe nach Beschäftigungsart in Anhangtabelle A 5.1.8 auf, so ist auch hier keine statistisch signifikante Veränderung des Wachstums des Monatslohns für Vollzeitbeschäftigte und Teilzeitbeschäftigte nach Einführung des Mindestlohns zu erkennen. Für geringfügig Beschäftigte sind jedoch für die erste Teilnehmergruppe vom Jahr 2015 auf das Jahr 2016 und für die zweite Teilnehmergruppe in den Jahren von 2014 auf 2015, von 2015 auf 2016 sowie von 2016 auf 2017 Rückgänge des Monatslohns relativ zur Kontrollgruppe und relativ zum Wachstum vom Jahr 2013 auf das Jahr 2014 zu beobachten.

In Anhangtabelle A 5.1.9 werden die Schätzungen getrennt nach Geschlecht und Region durchgeführt. Für die erste Teilnehmergruppe ist relativ zum Wachstum vom Jahr 2013 auf das Jahr 2014 und relativ zur Kontrollgruppe in keiner Schätzung und in keinem Jahr ein abweichendes statistisch signifikantes Lohnwachstum festzustellen. Für die zweite Teilnehmergruppe ist, mit Ausnahme für weibliche Beschäftigte vom Jahr 2015 auf das Jahr 2016, wiederum kein abweichendes statistisch signifikantes Lohnwachstum zu erkennen.

Zusammenfassend zeigen die Untersuchungen, dass die Einführung und Erhöhung des Mindestlohns keine kausal messbaren Auswirkungen auf den Monatslohn hatten. Folglich stehen die positiven Stundenlohneffekte im Zusammenhang mit Veränderungen in der Arbeitszeit, die im folgenden Kapitel 5.2 untersucht werden.

5.2 Arbeitszeit

In diesem Kapitel werden Längsschnittdatenanalysen zu Arbeitszeiten und Überstunden vorgestellt. Zunächst wird in Kapitel 5.2.1 die Methodik zur Identifikation der kausalen Effekte des Mindestlohns erläutert, die von der in den vorherigen Kapiteln verwendeten Identifikationsstrategie abweicht. Unterkapitel 5.2.2 präsentiert deskriptive Evidenz zur Entwicklung der Arbeitszeiten, wobei Regionen mit unterschiedlicher Eingriffsintensität des Mindestlohns verglichen werden. In Kapitel 5.2.3 werden schließlich die Schätzergebnisse getrennt für vertragliche sowie tatsächlich berichtete Arbeitszeiten und Überstunden präsentiert. In diesem Kapitel wird auch auf Schätzergebnisse unter Anwendung des individuellen DiD-Ansatzes (analog zu Kapitel 5.1) sowie auf Robustheitsanalysen und heterogene Effekte eingegangen.

5.2.1 Methodik

Auch bei der Evaluation der Auswirkung des Mindestlohns auf die Arbeitszeiten wird die Differenz-in-Differenzen (DiD) Methode angewendet, um abschätzen zu können, wie groß der kausale Effekt der Einführung und Erhöhung des Mindestlohns auf die Arbeitszeit ist. Sowohl in Kapitel 5.1 als auch in der Vorstudie (Bonin et al. 2018), in der die Auswirkungen der Mindestlohneinführung auf Stunden- und Monatslöhne geschätzt werden, wird eine Identifikationsstrategie auf individueller Ebene verfolgt, d.h. es werden Beschäftigte in Kontroll- und eine Treatmentgruppen unterteilt und Differenzen zwischen diesen Gruppen vor und nach der Einführung des Mindestlohns gebildet. Abweichend davon wird in Kapitel 5.2.3 zunächst eine Identifikationsstrategie auf regionaler Ebene angewendet. Dabei werden Unterschiede im Lohnniveau zwischen verschiedenen Regionen in Deutschland genutzt, um stärker vom Mindestlohn betroffene Regionen mit Kontrollregionen zu vergleichen, die weniger stark vom Mindestlohn betroffen sind. Wie zuvor werden diese Gruppen vor und nach der Einführung des Mindestlohns miteinander verglichen. Auch wenn die Identifikationsstrategie somit auf regionaler Ebene angesiedelt ist, finden die Analyse und auch die Interpretation weiterhin auf der Individualebene statt. Der DiD-Ansatz auf regionaler Ebene ist neben der zuvor verwendeten Methode in Kapitel 5.1 eine

inzwischen häufig verwendete Identifikationsstrategie zur Evaluation des Mindestlohns (siehe bspw. Card 1992 für die USA; Stewart 2002; Dolton et al. 2010 für das Vereinigte Königreich; Caliendo et al. 2018 für Deutschland).

Das vorliegende Kapitel legt einen Schwerpunkt auf die Ausnutzung der regionalen Variation im DiD-Ansatz, da der Mindestlohn Rationalisierungsmaßnahmen auch bei Beschäftigten, die nicht vom Mindestlohn betroffen sind, hervorgerufen haben kann. So könnte ein Betrieb die Arbeitszeit der gesamten Belegschaft reduzieren und nicht nur die Arbeitszeit der Beschäftigten, die zuvor unter 8,50 Euro verdienten, um steigenden Lohnkosten durch die Einführung des Mindestlohns entgegenzuwirken. Außerdem könnten Schichtpläne für die gesamte Belegschaft geändert werden oder die Öffnungszeiten von Filialen verkürzt werden, was ebenfalls alle Beschäftigten betrifft. Dadurch wäre eine Trennung in Gruppen knapp oberhalb und unterhalb des Mindestlohns nicht mehr sinnvoll. Die Schätzungen werden allerdings auch mit Hilfe des individuellen Ansatzes durchgeführt.

Der regionalen Untergliederung werden 258 Arbeitsmarktregionen zugrunde gelegt. Das heißt, die Kreise werden zu Arbeitsmarktregionen bzw. Pendlerregionen zusammengefasst, wenn sie wirtschaftlich und/oder regional stark miteinander verflochten sind. Die hier verwendeten Arbeitsmarktregionen beruhen auf Faktoranalysen des BBSR (2015), die Berufspendleranteile zwischen Kreisen analysieren. Durch die Zuordnung auf Ebene der Arbeitsmarktregionen kann sichergestellt werden, dass Wohn- und Arbeitsort innerhalb derselben Arbeitsmarktregion liegen. Die Entscheidung der räumlichen Untergliederung fällt hier auf Arbeitsmarktregionen, da Kreise räumlich zu fein gegliedert sind, um Spillover-Effekte zu vermeiden, während Bundesländer zu wenig Variation für die Kausalanalyse bieten. Arbeitsmarktregionen stellen daher die am besten geeignete Raumabgrenzung dar.

Um die Regionen nach ihrer Betroffenheit vom Mindestlohn einzuordnen, wird mit Hilfe der Verdienststrukturerhebung (VSE) 2014 für jede Arbeitsmarktregion der Kaitz-Index gebildet. Dieser Index ist der Quotient aus dem Mindestlohn (Dividend) und dem Medianlohn (Divisor) und wurde von Hyman Kaitz (1970: 43) entwickelt. Der Kaitz-Index stellt somit die Eingriffsintensität des Mindestlohnes in der Arbeitsmarktregion dar, in der eine beschäftigte Person lebt. Der Kaitz-Index wird mit Hilfe der VSE 2014 berechnet, da im SOEP auf dieser tiefen regionalen Ebene die Fallzahlen zu klein sind. Caliendo et al. (2018) umgehen dieses Problem, indem sie Raumordnungsregionen statt Arbeitsmarktregionen zu Grunde legen und somit höhere Fallzahlen je Region nutzen können. Als Basisjahr für die Berechnung des Kaitz-Index wird das Jahr 2014 verwendet, um zu vermeiden, dass der Kaitz-Index selbst vom Mindestlohn beeinflusst ist. Dadurch wird die Eingriffsintensität vor Einführung des Mindestlohns gemessen. Zusätzlich wäre es möglich, den Kaitz-Index für 2016 erneut zu messen, um die Erhöhung des Mindestlohns abbilden zu können. Da die Fallzahlen der VE 2016 jedoch ebenfalls zu klein sind, wird die Erhöhung des Mindestlohns dem Zeitraum vor Einführung des Mindestlohns gegenübergestellt. Der Kaitz-Index gilt für alle Beschäftigten in einer Arbeitsmarktregion (r) in einem Jahr. Er variiert lediglich für diejenigen Beschäftigten, die über die Grenzen der Arbeitsmarktregion hinweg umziehen. Diese Umzüge können durch den Mindestlohn bedingt sein, was ein Endogenitätsproblem hervorrufen würde. Auf diese Problematik wird im Folgenden noch genauer eingegangen.

Für die Analyse werden die Regionen nicht einfach in Treatment- und Kontrollgruppen unterteilt, sondern es wird die regionale Variation des Kaitz-Index als Treatmentintensität genutzt. Auf diese Weise wird eine scharfe Trennung in zwei Gruppen überflüssig und die Ergebnisse können über alle Kaitz-Werte hinweg interpretiert werden.

Überträgt man diese Idee auf die Regressionsanalyse, erhält man folgende zu schätzende Gleichung:

$$\log(h_{it}) = \alpha + \beta \cdot D_t^{ML} + \gamma \cdot Kaitz_{rt}^{2014} + \delta \cdot (D_t^{ML} \times Kaitz_{rt}^{2014}) + \mu \cdot X_{it} + \varepsilon_{it}$$

In der Gleichung stellt $\log(h_{it})$ die logarithmierte vertragliche (bzw. tatsächliche) Arbeitszeit dar, um eine relative Veränderung der Arbeitszeit zu messen. Wird eine Regression mit der absoluten Arbeitszeit durchgeführt, so wird angenommen, dass die Veränderung absolut gesehen gleich ausfällt, unabhängig vom Beschäftigungsgrad. Aus diesem Grund wird der Logarithmus der Arbeitszeit herangezogen. So wird lediglich angenommen, dass eine Arbeitszeitanpassung relativ gleich ausfällt, d.h. es wird z.B. zugelassen, dass absolute Arbeitszeitanpassungen in Stunden bei Vollzeitbeschäftigten höher ausfallen als bei geringfügig Beschäftigten.

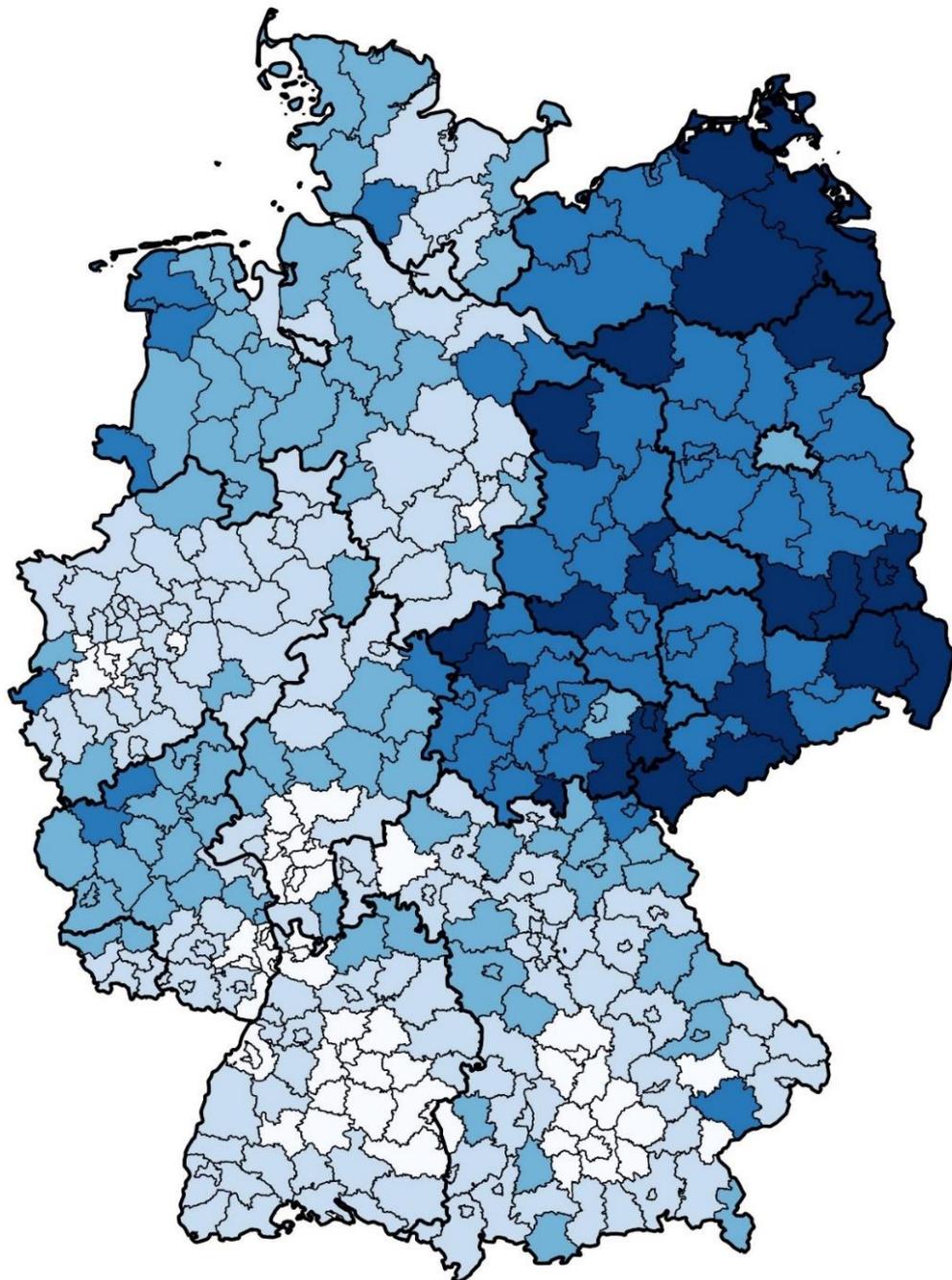
Auf der rechten Seite der Gleichung findet sich neben der Konstanten α der Parameter β , der den durchschnittlichen Effekt der Einführung des Mindestlohnes im Jahr 2015 und 2016 bzw. dessen Erhöhung im Jahr 2017 (D_t^{ML}) auf die Arbeitszeit über alle Regionen misst. Dies ist also ein Jahresdummy für 2013/2014, 2015/2016 und 2017. Der Parameter γ gibt den durchschnittlichen Effekt des Kaitz-Index ($Kaitz_{r,t}^{2014}$) auf die Arbeitszeit über alle Perioden an, also wie stark die Arbeitszeit durch unterschiedliche Eingriffstiefen des Mindestlohns variiert. δ schätzt den mittleren Effekt der Einführung bzw. Erhöhung des Mindestlohns auf die Arbeitszeit im Kontext der regionalen Eingriffsintensität des Kaitz-Index.

In der Schätzung wird zusätzlich für individuelle Merkmale wie Geschlecht, Beziehungsstatus, Migrationshintergrund, Kinder im Haushalt und Berufsausbildung kontrolliert. Zudem werden berufsspezifische Merkmale wie die Befristung des Arbeitsvertrags, die Berufsgruppe und die Firmengröße berücksichtigt. Zuletzt wird noch für Arbeitsplatzwechsel kontrolliert, um Veränderungen der Arbeitszeit von 2014 auf 2015 nicht von diesen beeinflussen zu lassen. Diese Kontrollvariablen sind in der Gleichung unter X_{irt} zusammengefasst.

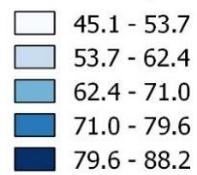
Der letzte Term in der obigen Regressionsgleichung ist ε_{it} und stellt das Residuum dar. Es erfasst alles, was die Arbeitszeit einer bzw. eines Beschäftigten bestimmt, aber nicht beobachtbar ist oder nicht durch die einbezogenen Kontrollvariablen erfasst wird. Für eine kausale Interpretation ist es notwendig, dass es keinen Zusammenhang des Residuums mit den erklärenden Kontrollvariablen mehr gibt [$E(X|\varepsilon_{it}) = 0$]. Diese Annahme verlangt auch, dass die Beschäftigten selbst keinen Einfluss auf den Kaitz-Index nehmen können, dass dieser also exogen gegeben ist. Es ist zunächst plausibel, dass einzelne Personen keinen Einfluss auf das Lohnniveau einer ganzen Region nehmen können. 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 im späteren Verlauf eine Robustheitsanalyse durchgeführt, die zeigt, dass diese Problematik zwar vorhanden, aber für die Ergebnisse nicht relevant ist.

Neben der Annahme der Exogenität müssen weitere Annahmen erfüllt sein, wenn mit Hilfe eines DiD-Ansatzes unverzerrte Treatment-Effekte geschätzt werden sollen. Auf die wesentlichen Annahmen soll hier kurz eingegangen werden. Erstens wird davon ausgegangen, dass ein linearer Zusammenhang zwischen dem Logarithmus der Arbeitszeit und der Einführung des Mindestlohns sowie der Eingriffstiefe 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, so dass auch stärkere Veränderungen der Arbeitszeit für Beschäftigte mit einem höheren Beschäftigungsgrad zulässig sind.

Abbildung 5.2.1
Kaitz-Index nach Arbeitsmarktregionen
in %



Kaitz-Werte (nach VSE 2014)



Quelle: VSE 2014.

Zweitens verlangt der DiD-Ansatz einen gemeinsamen Trend der Treatment- und der Kontrollgruppe vor Einführung des Mindestlohns. Der Logarithmus der Arbeitszeiten muss sich in Arbeitsmarktregionen mit verschiedenen Eingriffstiefen bis zur Einführung des Mindestlohns parallel entwickeln, sonst ist die Vergleichsgruppe ungeeignet. Im nächsten Kapitel wird der gemeinsame Trend deskriptiv aufgezeigt und diese notwendige Bedingung überprüft.

Drittens sollte es keinen Wechsel der Eingriffsintensität durch die Individuen selbst geben, also keine Selbstselektion in weniger oder stärker betroffene Regionen, um die SUTVA⁴⁴ Annahme gewährleisten zu können. Dies betrifft insbesondere Beschäftigte, die umziehen. Wie weiter oben bereits beschrieben, werden diese in einer Robustheitsanalyse ausgeschlossen, um hier Selektionseffekte zu überprüfen.

Zuletzt erfordert der DiD-Ansatz auch, dass es keine Antizipationseffekte in den Arbeitszeiten bereits vor Einführung des Mindestlohns gibt. Dies würde den geschätzten Effekt nach unten verzerren und verkleinern. Erwartungsgemäß wäre ein Antizipationseffekt in den letzten Monaten vor Eintreten der Reform zu beobachten. Da im SOEP die meisten Befragungen am Anfang des Jahres stattfinden, sollten zu diesem Zeitpunkt noch keine Antizipationseffekte eingetreten sein und die Problematik ist daher vernachlässigbar.

5.2.2 Deskriptive Befunde

Bevor die kausalen Ergebnisse vorgestellt werden, soll zunächst die Entwicklung der Arbeitszeiten für verschiedene Eingriffsintensitäten deskriptiv dargestellt werden. Dies dient auch zur Überprüfung des gemeinsamen Trends vor der Mindestlohneinführung. Zudem wird in diesem Kapitel die Verteilung des Kaitz-Index in Deutschland veranschaulicht. Weitere Deskriptionen zur Arbeitszeit sind bereits in Kapitel 3 ausführlich dargestellt worden.

Im Mittel über die Befragten im SOEP beträgt der Kaitz-Index 63 Prozent des Medianlohns bei einer Standardabweichung von 9,2 Prozentpunkten. In der am stärksten vom Mindestlohn betroffenen Arbeitsmarktregion Finsterwalde beträgt der Kaitz-Index 92 Prozent des Medianlohns und 45 Prozent in der am wenigsten betroffenen Region Salzgitter (Abbildung 5.2.1). Diese Werte liegen deutlich höher als die von der OECD ermittelten und im ersten Bericht zu den Auswirkungen des gesetzlichen Mindestlohnes dargestellten Werte (siehe Mindestlohnkommission 2016: 20ff). Der Unterschied ergibt sich hauptsächlich daraus, dass in die Berechnungen der OECD ausschließlich Löhne von Vollzeitbeschäftigten eingehen, während hier zusätzlich auch Teilzeitbeschäftigte und geringfügig Beschäftigte berücksichtigt werden.

In Abbildung 5.2.2 ist für drei verschiedene Eingriffsintensitäten die mittlere Entwicklung der vertraglichen bzw. tatsächlichen Arbeitszeit dargestellt. Für die Darstellung wurden auf der Basis des Kaitz-Index drei gleich große Gruppen von Befragten definiert, die über den Gesamtzeitraum je etwa 15.000 Beobachtungen enthalten. Die Gruppe „niedriger Kaitz-Index“ weist einen Kaitz-Index zwischen 45,1 Prozent und 56,9 Prozent auf, in der mittleren Gruppe variiert der Index von 56,9 Prozent bis 63,8 Prozent und in der Gruppe mit der höchsten Eingriffstiefe weist der Kaitz-Index einen Wert zwischen 63,8 Prozent und 91,7 Prozent auf.

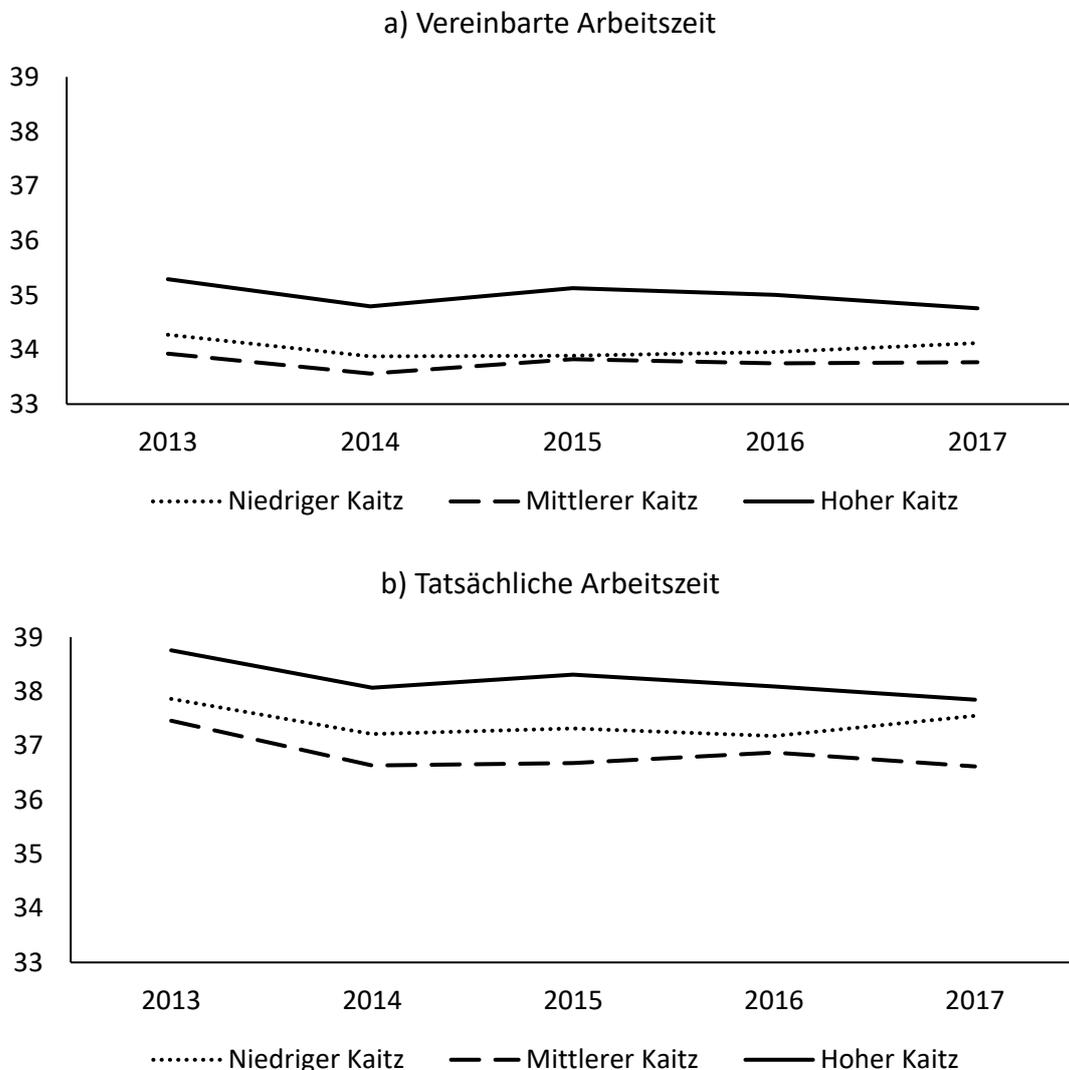
Die Abbildung zeigt, dass Beschäftigte in Regionen mit einem hohen Kaitz-Index im Mittel höhere Arbeitszeiten aufweisen, während sich die Beschäftigten in Regionen mit mittlerer und niedriger Eingriffsintensität weniger stark voneinander unterscheiden. Vor der Einführung des Mindestlohns kann für die abhängigen Variablen ein gemeinsamer Trendverlauf ausgemacht werden, der sich erst nach

⁴⁴ SUTVA steht für *Stable Unit Treatment Value Assumption*. Also die Annahme, dass die Komposition der Kontroll- und Teilnehmergruppe über die Zeit stabil ist.

Einführung des Mindestlohns unterscheidet. Vor allem ist ein stärkerer Rückgang der Arbeitszeiten in Regionen mit hoher Eingriffsintensität ersichtlich im Vergleich zu Beschäftigten in Regionen mit mittlerem und niedrigem Kaitz-Index. Dieser Trend scheint nur kurzfristig im Jahr 2015 nicht feststellbar zu sein – dem ersten Jahr nach Einführung des Mindestlohns. In diesem Jahr ist ein leichter Anstieg der Arbeitszeit beobachtbar, der sich im Verlauf der Jahre 2016 und 2017 wieder zurückbildet. Darüber hinaus unterscheiden sich die Entwicklungen der Arbeitszeiten kaum voneinander, außer dass die tatsächlichen Arbeitszeiten über den vertraglichen Arbeitszeiten liegen. Die durchschnittliche vereinbarte Arbeitszeit in Arbeitsmarktregionen mit *hohem Kaitz-Index* lag zwischen 35,3 Wochenstunden im Jahr 2013 und 34,8 Wochenstunden im Jahr 2017. In Arbeitsmarktregionen mit *niedrigem* und *mittlerem Kaitz-Index* lag sie um etwa eine Stunde niedriger. Bei den tatsächlichen Arbeitszeiten sanken die Wochenstunden von 38,8 im Jahr 2013 auf 37,8 im Jahr 2017 in Arbeitsmarktregionen mit *hohem Kaitz-Index*. In den restlichen Arbeitsmarktregionen lagen die tatsächlichen Arbeitszeiten um bis zu 2 Wochenstunden darunter.

Abbildung 5.2.2

Entwicklung der Arbeitszeiten nach Eingriffsintensität des Kaitz
in Stunden (y-Achse) pro Jahr (x-Achse)



Quelle: SOEP.v34, Erhebungsjahre 2013-2017. – Anmerkungen: Es werden Gewichtungsfaktoren genutzt. Basierend auf der Längsschnittstichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3 Die Kaitz-Gruppe "Niedriger Kaitz" enthält Beschäftigte in Regionen mit einem Kaitz-Index von 45,13 - 56,91, die Gruppe "Mittlerer Kaitz" von 56,92 - 63,79 und die Gruppe "Hoher Kaitz" von 63,80 - 91,72.

Die Abbildungen für die logarithmierte Arbeitszeit unterscheiden sich insbesondere im Trendverlauf nicht von den absoluten Werten und sind daher hier nicht dargestellt. Insgesamt lässt sich anhand der dargestellten Abbildungen kaum ein 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, die im Jahr 2015 ihren Anfang nahm. Dies könnte ein Hinweis darauf sein, dass die Mindestlohneinführung einen stärkeren (negativen) Effekt auf die Arbeitszeiten in Arbeitsmarktregionen mit höherer Eingriffsintensität hatte. Um dies zu überprüfen, sind kausale Analysen notwendig, die für mögliche Verzerrungen der deskriptiven Darstellungen kontrollieren, wie bspw. eine unterschiedliche Altersstruktur oder eine unterschiedliche Verteilung auf Berufsgruppen in den Arbeitsmarktregionen. Diese Analysen sind Teil des nächsten Unterkapitels.

5.2.3 Schätzergebnisse mit regionalem Ansatz

Die deskriptive Entwicklung der Arbeitszeit spiegelt sich auch in den Regressionsergebnissen wider. Durch die Einführung des Mindestlohns sinkt die Arbeitszeit leicht. Jedoch fällt der Rückgang mit zunehmender Eingriffstiefe stärker aus. 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 Anpassungen in den Schätzungen vorgenommen und die dadurch entstehenden Änderungen in den Ergebnissen untersucht. Abschließend werden die Kernergebnisse zusammengefasst.

Die Baseline-Regression ist in Tabelle 5.2.1 dargestellt. Sie schätzt den Effekt der Einführung des Mindestlohns auf die logarithmierte vertraglich vereinbarte Arbeitszeit auf regionaler Ebene. Jede Spalte steht für eine Regression, wobei von links nach rechts sukzessive Kontrollvariablen hinzugefügt werden. Spezifikation 1 enthält keine Kontrollvariablen, in Spezifikation 2 werden soziodemografische Informationen berücksichtigt, Spezifikation 3 nimmt zusätzlich Beschäftigungscharakteristika und Veränderungen in der Beschäftigung in die Schätzung mit auf. Gegenüber den Lohnregressionen in Kapitel 5.1 wurde auf die Aufnahme folgender Kontrollvariablen verzichtet: Eine Unterscheidung nach Ost- bzw. Westdeutschland erfolgt nicht, da sonst eine zu hohe Korrelation mit dem Kaitz-Index vorläge. Auch der Beschäftigungsumfang findet keinen Eingang in die Regressionen, da dieser zum Teil mit Hilfe 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.

In der Tabelle steht jede Zeile für einen Koeffizienten der Schätzung. Die Konstante gibt die durchschnittliche logarithmierte Arbeitszeit der Referenzgruppe wieder. Die Zeitraumdummies stellen die nächsten beiden Koeffizienten dar, sie geben die relative Veränderung der Arbeitszeit in den Zeiträumen vor und nach Mindestlohneinführung sowie vor und nach Mindestlohnerhöhung an. Der Kaitz-Koeffizient gibt an, wie sich die durchschnittliche Arbeitszeit durch eine Veränderung der Eingriffsintensität ändert. Ein um eine Standardabweichung höherer Kaitz-Index (9,2 Prozent) führt demnach durchschnittlich zu einer 2,7 Prozent höheren vereinbarten Wochenarbeitszeit. *DiD 2015/2016* und *DiD 2017* stellen die zentralen Koeffizienten dar, die den Effekt der Einführung bzw. Erhöhung des Mindestlohns gegenüber dem Zeitraum vor Einführung des Mindestlohns angeben. Im Kernergebnis lässt sich ein negativer Effekt des Mindestlohns auf die Arbeitszeit feststellen. Dieser ist 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 um 0,05 Prozent je Prozentpunkt Eingriffstiefe des Kaitz-Index ausgehend von einem durchschnittlichen Kaitz-Wert. 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 einer Erhöhung des Kaitz-Index um eine

Tabelle 5.2.1

Mindestlohneffekte auf den Logarithmus der vertraglichen Arbeitszeit

	1	2	3
Konstante	3,21*** (0,02)	3,26*** (0,05)	3,27*** (0,04)
Jahre 2015 / 2016	0,06*** (0,01)	0,05*** (0,01)	0,04*** (0,01)
Jahr 2017	0,08*** (0,02)	0,06*** (0,02)	0,05*** (-0,02)
Kaitz	0,29*** (0,04)	0,30*** (0,03)	0,29*** (0,03)
DiD 2015 / 2016	-0,07*** (0,02)	-0,06*** (0,02)	-0,05** (0,02)
DiD 2017	-0,09*** (0,03)	-0,08*** (0,03)	-0,07** (0,03)
Soziodemografische Informationen		Ja	Ja
Beschäftigungscharakteristika		Ja	Ja
Veränderung in Beschäftigung			Ja
Beobachtungen	52.177	49.229	49.229
Adj. R ²	0,00	0,24	0,24

Quelle: SOEP.v34, Erhebungsjahre 2013-2017. – Anmerkungen: DiD-Regression mit Random-Effekten. Robuste Standardfehler in Klammern, auf Personenebene geclustert mit * $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$. Es werden keine Hochrechnungsfaktoren genutzt. Die Referenzgruppe in Spalte 3 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 und berichtet keinen Arbeitsplatzwechsel. Basierend auf der Längsschnittstichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3. DiD steht hierbei für den Effekt durch die Mindestlohneinführung bzw. -erhöhung.

Standardabweichung (9,2 Prozent) sinkt die vertragliche Arbeitszeit mit der Einführung des Mindestlohns im Jahr 2015 im Mittel um 0,46 Prozent bzw. um 0,64 Prozent im Jahr 2017 (der Erhöhung des Mindestlohns) verglichen mit der Zeit vor Einführung des Mindestlohns.

Um zu bewerten ob diese Veränderung relevant ist, hilft es, die Veränderung in absoluten Zahlen zu betrachten und sie zusätzlich mit der mittleren vertraglichen Arbeitszeit zu multiplizieren. Im Mittel sinkt dann die vertragliche Arbeitszeit um 9 Minuten pro Woche, bei einer um eine Standardabweichung (9,2 Prozent) erhöhten Eingriffsintensität.⁴⁵ Im Jahr 2017 reduziert sich die Arbeitszeit sogar um 13 Minuten pro Woche gegenüber der Situation vor dem Mindestlohn je Standardabweichung des Kaitz-Index. Der Effekt auf die Arbeitszeit hat sich mittelfristig und durch die Mindestloohnerhöhung also noch verstärkt.

Mit Hilfe der Schätzergebnisse können auch die Auswirkungen von Einführung und Erhöhung auf das gesamte Arbeitszeitvolumen in Deutschland abgeschätzt werden. Eine Erhöhung des Mindestlohns um 5 Prozent (von 8,50 Euro auf 8,84 Euro) reduziert die vertragliche Arbeitszeit im Mittelwert um 0,02 Prozent⁴⁶, wenn man die Einführung des Mindestlohns in Relation zur Erhöhung des Mindestlohns

⁴⁵ Die Umrechnung des Koeffizienten ist wie folgt: $\delta \cdot \text{Standardabweichung}_{\text{Kaitz}} \cdot \overline{\text{Arbeitszeit}} \cdot 60 \frac{\text{min}}{\text{h}} = -0,0005 \cdot 9,19 \cdot 34 \frac{\text{h}}{\text{Woche}} \cdot 60 \frac{\text{min}}{\text{h}} = -9,37 \text{ min}$

⁴⁶ $\text{DiD}_{2017} - \text{DiD}_{2015/2016} = (-0,0007) - (-0,0005) = -0,0002 \cdot 100 = -0,02 \%$

setzt. Dies entspricht einer Elastizität der Arbeitszeit von -0,004 (0,02 % / 5 %) gegenüber dem Mindestlohn. Je einem Prozent Mindestlohnerhöhung sinkt bei 27 Millionen Beschäftigten die Arbeitszeit im Mittel um 0,004 Prozent, was bei einer mittleren Arbeitszeit von 34 Wochenstunden einer Arbeitszeitreduzierung von insgesamt 36.720 Stunden entspricht. Rechnet man dies um in ein Arbeitsplatzäquivalent mit der mittleren Arbeitszeit von 34 Wochenstunden, entspricht dies 1.080 Stellen bzw. 5.400 bei einer Mindestlohnerhöhung um 5 %. Dieses Ergebnis dient jedoch nur zur Einordnung der volkswirtschaftlichen Relevanz und dem Zweck, es in einer verständlichen Größenordnung auszudrücken. Es bedeutet nicht, dass diese Arbeitsplätze tatsächlich verloren gehen – schließlich handelt es sich hierbei um eine Reduzierung von Arbeitszeiten, nicht um den tatsächlich realisierten Stellenabbau.

Diese Berechnung kann auch separat für die Einführung des Mindestlohns durchgeführt werden. Die vertragliche Wochenarbeitszeit sinkt im Mittel in den Jahren 2015 und 2016 um durchschnittlich -0,05 % durch die Einführung des Mindestlohns. Dies entspricht bei einer 34 Stunden/Woche -1,02 min/Woche bzw. 459.000 h/Woche bei 27 Millionen Beschäftigten. Setzt man dies wiederum in Beziehung zu Arbeitsplatzäquivalenten, wären dies 13.500 Stellen, wobei die regionale Verteilung der Arbeitszeitreduktion aufgrund voneinander abweichender Eingriffsintensität unterschiedlich ausfällt. Dies sind geringere Effekte als bei Burauel et al. (2018), die aber auch lediglich kurzfristige Effekte messen, während hier auch die Jahre 2016 und 2017 mitberücksichtigt werden. Weiter unten werden die Ergebnisse von Burauel et al. (2018) repliziert und aktualisiert, um die neuen Ergebnisse in den Gesamtzusammenhang einordnen zu können.

Tabelle 5.2.2

Mindestlohneffekte auf den Logarithmus der tatsächlichen Arbeitszeit

	1	2	3
Konstante	3,30*** (0,03)	3,30*** (0,06)	3,32*** (0,06)
Jahre 2015 / 2016	0,06*** (0,01)	0,05*** (0,01)	0,04*** (0,01)
Jahr 2017	0,09*** (0,02)	0,07*** (0,02)	0,06*** (0,02)
Kaitz	0,30*** (0,04)	0,31*** (0,04)	0,30*** (0,04)
DiD 2015 / 2016	-0,08*** (0,02)	-0,07*** (0,02)	-0,06*** (0,02)
DiD 2017	-0,12*** (0,03)	-0,10*** (0,03)	-0,09*** (0,03)
Soziodemografische Informationen		Ja	Ja
Beschäftigungscharakteristika		Ja	Ja
Veränderung in Beschäftigung			Ja
Beobachtungen	52.177	49.229	49.229
Adj. R ²	0,00	0,24	0,24

Quelle: SOEP.v34, Erhebungsjahre 2013-2017. – Anmerkungen: DiD-Regression mit Random-Effekten. Robuste Standardfehler in Klammern, auf Personenebene geclustert mit * $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$. Es werden keine Hochrechnungsfaktoren genutzt. Die Referenzgruppe in Spalte 3 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 und berichtet keinen Arbeitsplatzwechsel. Basierend auf der Längsschnittstichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3. DiD steht hierbei für den Effekt durch die Mindestlohneinführung bzw. -erhöhung.

Für die tatsächliche Arbeitszeit ergibt sich ein größerer Koeffizient von -0,06 Prozent im Mittel für den Zeitraum nach 2015 und -0,09 Prozent für das Jahr 2017 (vgl. Tabelle 5.2.2). Dies entspricht umgerechnet einem mittleren Rückgang der tatsächlichen Arbeitszeit um 12 Minuten pro Woche bzw. 18 Minuten pro Woche bei einer durchschnittlichen tatsächlichen Arbeitszeit von 37 Stunden pro Woche. Das bedeutet, dass die tatsächliche Arbeitszeit stärker sinkt als die vertraglich vereinbarte Arbeitszeit. Dies ist ein Hinweis auf den Rückgang der Differenz zwischen der tatsächlichen gegenüber der vertraglichen Arbeitszeit.

Um hierüber genauere Aussagen zu treffen, muss der Effekt des Mindestlohns auf die Überstunden geschätzt werden. Nimmt man die Differenz aus vertraglicher und tatsächlicher Arbeitszeit als abhängige Variable und führt die Schätzung erneut durch, zeigt sich dieser absolute Effekt im Mittel erst mit dem Jahr 2017 auf dem 5-Prozent-Signifikanzniveau (Tabelle 5.2.3). Die Differenz sinkt im Mittel um 1,08 / 100 Stunden je Prozentpunkt Variation des Kaitz-Index im Jahr 2017 gegenüber einer Situation vor der Mindestlohneinführung – also um 5 Minuten pro Woche je Standardabweichung des Kaitz-Index. Unmittelbar nach der Einführung des Mindestlohns ist die Differenz jedoch nicht signifikant gesunken.

Tabelle 5.2.3

Mindestlohneffekte auf Überstunden

	Differenz		Berichtet	
	1	2	3	4
Konstante	3,04*** (0,27)	2,55 (2,02)	4,18*** (0,22)	8,72*** (0,26)
Jahre 2015 / 2016	0,15 (0,24)	0,09 (0,25)	0,54** (0,24)	0,58** (0,24)
Jahr 2017	0,47 (0,32)	0,36 (0,33)	-0,2 (0,32)	-0,16 (0,32)
Kaitz	0,43 (0,43)	0,41 (0,44)	-0,77** (0,35)	-0,33 (0,37)
DiD 2015 / 2016	-0,55 (0,39)	-0,51 (0,40)	-1,00*** (0,38)	-1,01*** (0,39)
DiD 2017	-1,18** (0,50)	-1,08** (0,51)	0,09 (0,50)	0,06 (0,51)
Soziodemografische Informationen		Ja		Ja
Beschäftigungscharakteristika		Ja		Ja
Veränderung in Beschäftigung		Ja		Ja
N	52.177	49.229	27.822	26.506
Adj. R ²	0,00	0,05	0,00	0,04

Quelle: SOEP.v34, Erhebungsjahre 2013-2017. – Anmerkungen: DiD-Regression mit Random-Effekten, Differenz der tatsächlichen und vertraglichen Arbeitszeit in Spalte 1 & 2 und Regression der angegebenen Überstunden in Spalte 3 & 4. Robuste Standardfehler in Klammern, auf Personenebene geclustert mit * $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$. Es werden keine Hochrechnungsfaktoren genutzt. Die Referenzgruppe in Spalte 2 und 4 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 und berichtet keinen Arbeitsplatzwechsel. Basierend auf der Längsschnittstichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3. DiD steht hierbei für den Effekt durch die Mindestlohneinführung bzw. -erhöhung.

Im SOEP-Fragebogen werden auch die geleisteten Überstunden im Monat vor dem Interview konsistent über den Beobachtungszeitraum abgefragt und können daher für die Kausalanalyse herangezogen werden.⁴⁷ Die Variable wurde auf wöchentliche Überstunden umgerechnet, um eine Vergleichbarkeit mit der vorherigen Überstundenvariable herzustellen. Die Ergebnisse in Tabelle 5.2.3 zeigen auch für die berichteten Überstunden einen signifikanten negativen Effekt. Im Mittel reduzieren sich die Überstunden um 1,01/100 Stunden pro Woche durch die Einführung des Mindestlohns. Dieser Effekt ist allerdings nicht stabil und wird bis zum Jahr 2017 insignifikant gegenüber dem Zeitraum vor der Einführung des Mindestlohns. Aufgrund des minimalen – wenn auch signifikanten Effekts – kann folglich nicht von einem relevanten Rückgang der Überstunden durch die Mindestlohneinführung gesprochen werden. Auch die widersprüchliche Signifikanz der Ergebnisse der direkt abgefragten Überstunden gegenüber denen der Differenz aus vertraglicher und tatsächlicher Arbeitszeit führen dazu, dass keine eindeutige Aussage zum Effekt der Mindestlohneinführung auf die Überstunden gemacht werden kann, auch wenn beide Ergebnisse negative Vorzeichen haben. Eine mögliche Erklärung wäre, dass in beiden Variablen keine genaue Trennung von bezahlten und unbezahlten Überstunden möglich ist. Außerdem wird sowohl bei der vertraglich vereinbarten als auch bei der tatsächlich geleisteten Arbeitszeit nach den Wochenstunden gefragt, während sich die direkte Frage nach den Überstunden auf den Monat vor der Befragung bezieht.

5.2.4 Schätzergebnisse mit individuellem Ansatz

Die bisherigen Schätzergebnisse bezogen sich auf die Ausnutzung der regionalen Wirkungsintensität des Mindestlohns, 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 unterschieden und solchen, die deutlich über dem Mindestlohn verdienen. Eine Alternative zur Bestimmung des Mindestlohneffekts stellt diesbezüglich der DiD-Ansatz auf individueller Ebene (DiD-I) dar, wie er bereits für die Schätzung der Effekte auf die Löhne (siehe Kapitel 5.1) und im Vorbericht auch für die Schätzung der Effekte auf Arbeitszeit genutzt wurde (siehe Burauel et al. 2018). Werden nun im Folgenden die Ergebnisse beider Ansätze einander gegenübergestellt, ist zu beachten, dass bei der Interpretation der jeweils verwendete Ansatz zu berücksichtigen ist. Die Analyse mit Hilfe des DiD-I in diesem Kapitel dient daher zur konsistenten Fortschreibung und Einordnung früherer Forschungsergebnisse (Burauel et al. 2018), sowie als Robustheitsanalyse der Ergebnisse des regionalen DiD.

Um die Ergebnisse von Burauel et al. (2018: 97, Tabelle 4.9. Spezifikation 1) fortschreiben zu können, müssen diese zunächst repliziert werden, wobei der Effekt auf die vertragliche Arbeitszeit hier im Fokus stehen soll. Dafür wird die Längsschnittstichprobe zunächst auf die Jahre 2013-2015 und auf sozialversicherungspflichtig Beschäftigte reduziert. Die Einteilung in Kontroll- und Teilnehmergruppe erfolgt analog zu Kapitel 5.1 auf jährlicher Basis. Personen, die im Beobachtungsjahr unter 8,50 Euro pro Stunde verdienen, sind der Teilnehmergruppe zugeordnet, Personen mit einem Stundenlohn zwischen 8,50 Euro und 10 Euro wurden der Kontrollgruppe zugeordnet.⁴⁸ Tabelle 5.2.4, Spezifikation (1) zeigt, dass die Ergebnisse reproduziert werden können, die Abweichung der Koeffizienten recht gering

⁴⁷ Dies gilt für andere Variablen, wie Angaben zu (un)bezahlten oder abgefeierten Überstunden nicht, weswegen sie nicht in die Kausalanalyse aufgenommen werden können.

⁴⁸ Die Analysen wurden zu Robustheitszwecken auch mit einer einmaligen Zuteilung in Treatment- und Kontrollgruppe im Jahr 2014 durchgeführt, wie in Burauel et al. (2018). Die Ergebnisse sind nicht signifikant unterschiedlich und werden daher nicht zusätzlich dargestellt.

ist (-4,49* in Burauel et al. (2018) ggü. -5,30) und sich die Signifikanzniveaus der Ergebnisse auch nur leicht unterscheiden.⁴⁹

Wird die Schätzung jedoch bis zum Jahr 2017 erweitert, werden die Koeffizienten auf die vertragliche Arbeitszeit für alle Jahre insignifikant (Tabelle 5.2.4, Spezifikation 4). Sowohl die Veränderung der Stichprobe als auch die Veränderung des untersuchten Zeithorizonts könnten dieses Ergebnis beeinflussen. Um die zeitliche Veränderung zu isolieren, wurden deshalb nur diejenigen Personen bis ins Jahr 2017 weiter beobachtet, die bereits in den Jahren 2013 bis 2015 Teil der Stichprobe waren. Dadurch verringern sich allerdings auch die Beobachtungszahlen in den Jahren 2013-2015 selbst, da nicht alle Personen in die Zukunft weiterverfolgt werden können. Tabelle 5.2.4, Spezifikation (2) stellt die Ergebnisse für die Jahre 2013-2015 erneut dar, aber basierend auf dieser (kleineren) Stichprobe. Der Koeffizient der Mindestlohneinführung auf die Arbeitszeit wird etwas größer, am Signifikanzniveau ändert sich nichts. Werden für diese Stichprobe auch die Koeffizienten für die Jahre 2016 und 2017 untersucht (Tabelle 5.2.4, Spezifikation 3), ist zu erkennen, dass der Koeffizient auf die vertragliche Arbeitszeit in den Jahren 2016 und 2017 insignifikant wird.⁵⁰ Die Ergebnisse gelten unter der Annahme, dass Personen mit Stundenlöhnen oberhalb des Mindestlohns nicht von der Reform betroffen sind und keine Arbeitszeitanpassungen erfahren haben.

Tabelle 5.2.4

Mindestlohneffekt auf das Wachstum der vertraglichen Arbeitszeiten (DiD-I)

	Replikation Vorstudie	Modifizierte Stichprobe	Modifizierte Stichprobe	Längsschnitt- stichprobe
Konstante	3,50*** (0,01)	3,51*** (0,02)	3,51*** (0,02)	3,50*** (0,01)
TG 1: Unter 8,50	-3,84** (1,95)	-2,28 (2,56)	-2,28 (2,56)	-3,84** (1,95)
Placebo 2014	-1,98 (2,64)	-2,53 (3,14)	-2,53 (3,14)	-1,98 (2,64)
DiD 2015	-5,30* (2,95)	-6,23* (3,47)	-6,23* (3,47)	-2,40 (2,90)
DiD 2016			-4,55 (3,92)	-4,39 (3,23)
DiD 2017			0,31 (3,99)	-0,40 (3,50)
Kontrollvariablen				
Beobachtungen	2.877	1.473	2.235	4.364
Adj. R ²	0,008	0,008	0,006	0,007

Quelle: SOEP.v34, Erhebungsjahre 2013-2017. – Anmerkungen: DiD-Regression. Robuste Standardfehler in Klammern, auf Personenebene geclustert mit * $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$. „Modifizierte Stichprobe“ ist ein balanced Panel der Stichprobe der Vorstudie für die Jahre 2013-2017. Es werden keine Hochrechnungsfaktoren genutzt. Die Referenzgruppe ist männlich, verheiratet, hat keine Kinder unter 16 Jahre im Haushalt, arbeitet unbefristet im Produktions-Sektor in einer mittelgroßen Firma,

⁴⁹ Eine exakte Replikation der Ergebnisse wäre nur mit Hilfe der Syntax der Vorstudie möglich gewesen. Diese lag aber nicht vor. So ist zu vermuten, dass die Stichproben (leicht) voneinander abweichen. Außerdem wurde hier auf eine Rekodierung des ersten und letzten Lohnperzentils verzichtet und die Zuordnung der Beobachtungen zur Kontroll- und Treatmentgruppe auf jährlicher Basis vorgenommen (siehe Erläuterungen oben).

⁵⁰ Die Koeffizienten DiD 2016 und DiD 2017 stellen also den Effekt des Mindestlohns auf die Arbeitszeit im Zeitverlauf dar, basierend auf dem Ausgangsjahr 2013, ohne eine Verzerrung durch eine sich verändernde Stichprobe. Die Beobachtungszahlen liegen leicht über der vorherigen Spezifikation, da nun für die gleichen Personen mehr Beobachtungen vorliegen.

hat ein mittleres Bildungsniveau, die deutsche Staatsbürgerschaft, wohnt in den neuen Bundesländern und berichtet keinen Arbeitsplatzwechsel. Alle Koeffizienten sind in Prozent ausgewiesen. Basierend auf der Längsschnittstichprobe mit mindestens zwei aufeinander folgenden Beobachtungen. DiD steht hierbei für den Effekt durch die Mindestlohneinführung bzw. -erhöhung, während Placebo für die Jahre vor der Mindestlohneinführung bzw. -erhöhung steht.

Die Ergebnisse deuten darauf hin, dass die Mindestlohneinführung nur im Jahr 2015 eine kurzfristige negative (und signifikante) Wirkung auf die Arbeitszeiten der sozialversicherungspflichtig Beschäftigten hatte, die unterhalb des Mindestlohn verdienten, verglichen mit Beschäftigten, die (knapp) oberhalb des Mindestlohns verdienten. Dieser Effekt verschwindet im weiteren Zeitverlauf und wird insignifikant. Wäre der Effekt über die Zeit konstant geblieben, müsste hier ein Koeffizient gleicher Größenordnung wie in *DiD 2015* zu sehen sein. Dies ist aber nicht der Fall. Die Einführung des Mindestlohns bewirkte also mittelfristig bei sozialversicherungspflichtig Beschäftigten nicht, dass sich die Arbeitszeit der Teilnehmergruppe anders entwickelte als die Arbeitszeit der Kontrollgruppe. Wird die in diesem Bericht verwendete Längsschnittstichprobe der Analyse zugrunde gelegt,⁵¹ zeigt sich in keinem der Jahre ein Effekt der Einführung des Mindestlohns auf die vertragliche Arbeitszeit von sozialversicherungspflichtig Beschäftigten (siehe Tabelle 5.2.4, Spezifikation 4). Dass nun der Koeffizient im Jahr 2015 statistisch insignifikant ist, ist somit neben dem zeitlichen Effekt nun auch auf die veränderte (größere) Stichprobe zurückzuführen.

Bislang wurden Kontrollvariablen nicht berücksichtigt, da sie selbst Einfluss auf die Interaktionseffekte nehmen können und die Isolation einzelner Effekte erschwert wird. Wird die Regression erneut mit den in der Basisregression verwendeten Kontrollvariablen⁵² durchgeführt, lässt sich auch hier das Ergebnis der Vorstudie replizieren, nun ist es allerdings nicht länger robust gegenüber der modifizierten Stichprobe, d.h. bereits hier wird der Koeffizient auf die Arbeitszeit insignifikant. Diese Modifikation der Stichprobe wird vorgenommen, um die Ergebnisse in die Jahre 2016 und 2017 fortzuschreiben (siehe Anhangtabelle A 5.2.3). Eine signifikante Änderung der Arbeitszeit durch die Einführung oder Erhöhung des Mindestlohns kann also auch unter Berücksichtigung der individuellen Umstände mit Hilfe von Kontrollvariablen nicht festgestellt werden.

Zuletzt sollen noch die Einführung und die Erhöhung des Mindestlohns gesondert berücksichtigt werden. Dafür wurde auf die bereits in Kapitel 5.1 verwendete Methode mit zwei verschiedenen Teilnehmergruppen zurückgegriffen. Auch hier zeigt sich für keine der beiden Teilnehmergruppen ein signifikanter Koeffizient auf die vertragliche Arbeitszeit, weder durch die Einführung des Mindestlohns noch durch dessen Erhöhung (Tabelle 5.2.5). Dies gilt sowohl für sozialversicherungspflichtig Beschäftigte als auch für geringfügig Beschäftigte mit einem Mini- oder Midi-Job. Im letzten Fall sind die Fallzahlen jedoch im Betrachtungszeitraumes relativ gering, sodass die Effektstärke und deren Signifikanz mit Vorsicht zu interpretieren ist.

Zusammenfassend lässt sich sagen, dass zwar die Ergebnisse der Vorstudie repliziert werden können, die Effekte aber bereits im Jahr 2016 zurückgegangen sind und selbst der Effekt im Jahr 2015 nicht robust gegenüber einer Modifikation der Stichprobe ist. Die Ergebnisse des DiD-I weichen also von den Ergebnissen des regionalen DiD Ansatzes ab, bei dem ein leichter Rückgang der Arbeitszeiten ausgemacht werden konnte, der sich im Zeitablauf als robust erweist.

⁵¹ Im Unterschied zur Vorstudie enthält die Längsschnittstichprobe alle Personen, für die mindestens zwei Befragungszeitpunkte vorhanden sind.

⁵² Die hier verwendeten Kontrollvariablen sind: Jahres-Dummies, Altersgruppen, Geschlecht, Familienstand, Dummy für ausländische Staatsbürgerschaft, Bildungsgrad, Anzahl der Kinder im Haushalt, Dummy für Ostdeutschland, Befristung des Arbeitsvertrages, Sektor, Firmengröße, Jobwechsel, Sektorenwechsel, Befristungswechsel.

Tabelle 5.2.5

Mindestlohneffekt auf das relative Wachstum von vertraglichen Wochenarbeitszeiten (DiD-I)

	Svpfl. Beschäftigte	Svpfl. Beschäftigte	Mini- & Midijobber
Konstante	3,50*** (0,02)	3,86*** (0,03)	2,27*** (0,01)
TG 1: Unter 8,50	-3,70* (2,07)	-1,87 (1,91)	34,74*** (5,01)
Placebo 2014	-2,21 (2,78)	-2,79 (2,65)	3,35 (7,33)
DiD 2015	-1,11 (3,08)	0,17 (2,76)	-4,98 (7,89)
DiD 2016	-3,27 (3,39)	-2,89 (3,15)	-10,34 (7,99)
DiD 2017	-0,15 (3,61)	-0,01 (3,31)	-2,97 (8,93)
TG 2: 8,50 bis 8,84	0,68 (3,35)	0,18 (2,82)	22,86*** (6,08)
Placebo 2014	-1,08 (5,01)	-0,78 (4,25)	8,89 (8,28)
DiD 2015	5,01 (4,44)	3,14 (3,89)	2,10 (8,62)
DiD 2016	4,89 (4,83)	0,57 (4,33)	1,48 (8,56)
DiD 2017	1,55 (5,55)	0,86 (4,76)	3,80 (9,30)
Kontrollvariablen		ja	ja
Beobachtungen	4.364	3.982	1.372
Adj. R ²	0,007	0,220	0,149

Quelle: SOEP.v34, Erhebungsjahre 2013-2017. – Anmerkungen: DiD-Regression. Robuste Standardfehler in Klammern, auf Personenebene geclustert mit * $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$. Es werden keine Hochrechnungsfaktoren genutzt. Die Referenzgruppe ist männlich, verheiratet, hat keine Kinder unter 16 Jahre im Haushalt, arbeitet unbefristet im Produktions-Sektor in einer mittelgroßen Firma, hat ein mittleres Bildungsniveau, die deutsche Staatsbürgerschaft, wohnt in den neuen Bundesländern und berichtet keinen Arbeitsplatzwechsel. Alle Koeffizienten sind in Prozent ausgewiesen. Basierend auf der Längsschnittstichprobe. TG 1 ist die erste Teilnehmergruppe und TG 2 ist die zweite Teilnehmergruppe wie in Kapitel 5.1.1 beschrieben. Die Teilnehmergruppen werden mit den jeweils angegebenen Jahreswerten interagiert. DiD steht hierbei für den Effekt durch die Mindestlohneinführung bzw. -erhöhung, während Placebo für die Jahre vor der Mindestlohneinführung bzw. -erhöhung steht. Die Koeffizienten DiD und Placebo sind als das zusätzliche Wachstum zum Koeffizienten von TG 1 bzw. TG 2 zu interpretieren. Die Regression beinhaltet zusätzlich die Interaktionen der Teilnehmergruppen mit den Jahren. Diese Koeffizienten werden in der Tabelle nicht dargestellt.

An verschiedenen Stellen wurde bereits erwähnt, dass Spillover-Effekte die Schätzergebnisse verzerren können. Während bei der Untersuchung der Wirkung des Mindestlohns auf die Lohnentwicklung keine solchen Spillover-Effekte identifiziert werden konnten, sind diese bei den Arbeitszeiten dennoch möglich. Daher wird nun der Test auf Spillover-Effekte aus Kapitel 5.1 für Löhne auf die Analyse der Arbeitszeiten angewendet. Werden die Teilnehmer- und Kontrollgruppe für das Jahr 2014 gebildet und

dann bis zum Jahr 2017 weiterverfolgt,⁵³ zeigen sich signifikante Arbeitszeitanpassungen in der Kontrollgruppe (Personen mit einem Stundenlohn über 8,50 Euro). Es können also Spillover-Effekte gemacht werden (vgl. Anhangtabelle A 5.2.4). Werden die beobachteten Personen allerdings wie in Kapitel 5.1 für jedes Beobachtungsjahr der Treatment- oder der Kontrollgruppe zugeordnet, lassen sich keine Spillover-Effekte nachweisen, der Mindestlohn hat dann nur auf die Teilnehmergruppe einen signifikanten Einfluss (vgl. Anhangtabelle A 5.2.5). Während die erste Einteilung der Teilnehmer- und Kontrollgruppe dazu führt, dass die zeitliche Entwicklung des Effekts des Mindestlohns für konstante Gruppen betrachtet wird, fokussiert die zweite Einteilung auf die Effekte des Mindestlohns auf die Arbeitszeit für Personen, die im betrachteten Jahr zur Teilnehmer- bzw. Kontrollgruppe gehören. Diese Unterschiede in der Definition der betrachteten Gruppen führen dazu, dass im ersten Fall Spillover-Effekte gefunden werden können, im zweiten allerdings nicht.

Das Gesamtbild deutet also darauf hin, dass weder für Personen, die im Jahr vor der Mindestlohneinführung einen Stundenlohn hatten, der unter diesem lag, noch generell für Personen mit einem Stundenlohn unterhalb des Mindestlohns dauerhaft signifikante Effekte der Mindestlohneinführung auf die Arbeitszeit gefunden werden können. Allerdings lassen sich dauerhaft signifikante Anpassungen der Arbeitszeit in Arbeitsmarktregionen finden, die stärker vom Mindestlohn betroffen sind.

5.2.5 Robustheitsanalysen

Im Folgenden wird überprüft, wie robust das Ergebnis eines Rückgangs der Arbeitszeit infolge des Mindestlohns gegenüber verschiedenen Variationen des regionalen Regressionsansatzes ist. Eine potenzielle Gefahr für die Exogenität der Regression stellen Beschäftigte dar, die während des Beobachtungszeitraumes die Arbeitsmarktregion wechseln, also in eine andere Region umziehen. Ist der Umzug bspw. auf ein allgemein schlechtes 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 Variable und somit die Exogenität der Regression. 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. Anhangtabelle A 5.2.1).

Auch die Gesundheit kann die Arbeitszeit beeinflussen, und dadurch Einfluss auf die Schätzergebnisse nehmen, insofern sie auch Einfluss auf den Kaitz-Index oder die Zeitraumdummies nimmt. Werden solche gesundheitlichen Veränderungen in die Analyse aufgenommen, die Einfluss auf die Arbeitszeit haben könnten, zeigen die Ergebnisse, dass die *DiD*-Koeffizienten nicht von der Gesundheit beeinflusst werden und daher vernachlässigt werden können (vgl. Anhangtabelle A 5.2.1, Spezifikation 3).

Zudem könnte die Wochenarbeitszeit einem langfristigen Trendverlauf unterliegen, der auch die Schätzergebnisse beeinflusst. Um dies auszuschließen, werden Jahresdummies eingeführt, die diesen Trend widerspiegeln können. Die Ergebnisse zeigen nur minimale Abweichungen von den Baseline-Ergebnissen. Die Koeffizienten sind weiterhin negativ und auf einem 5-Prozent-Niveau signifikant (vgl. Anhangtabelle A 5.2.1, Spezifikation 4).

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 fixe Effekte (FE) Regression geprüft werden. Dadurch werden individuelle Eigenschaften, die sich nicht mit der Zeit ändern, erfasst, wie bspw. Ehrgeiz, Intelligenz, Bedürfnisse nach Freizeitausgleich oder Karriereambitionen. In der vorhandenen Literatur benutzen unter anderem Caliendo et al. (2018) fixe Effekte für die Evaluation des Mindestlohns. Bei der Interpretation von FE-Regressionen ist darauf zu achten, dass alle Koeffizienten nur noch Veränderungen erfassen. So wird bspw. der Koeffizient γ der Variablen

⁵³ Dieser Ansatz wird auch in der Vorstudie verwendet (siehe Burauel et al. 2018).

Tabelle 5.2.6

Mindestlohneffekte auf den Logarithmus der vertraglichen und tatsächlichen Arbeitszeit für die Teilgruppen: Vollzeit, Teilzeit, Minijob, Midijob, Frauen, Männer

	Vollzeit	Teilzeit	Minijob	Midijob	Frauen	Männer
	1	2	3	4	5	6
Vertragliche Arbeitszeit						
Konstante	3,67*** (0,01)	2,71*** (0,07)	2,01*** (0,13)	2,8*** (0,05)	2,84*** (0,04)	3,41*** (0,04)
Jahre 2015 / 2016	0,01 (0,004)	0,09*** (0,03)	0,18 (0,12)	0,05** (0,02)	0,08*** (0,02)	0,04*** (0,02)
Jahr 2017	0,01* (0,01)	0,10** (0,04)	0,09 (0,17)	0,07** (0,03)	0,10*** (0,03)	0,04** (0,02)
Kaitz	0,01 (0,01)	0,28*** (0,06)	0,47** (0,19)	0,54*** (0,05)	0,59*** (0,06)	0,02 (0,03)
DiD 2015 / 2016	-0,01 (0,01)	-0,11** (0,05)	-0,31 (0,20)	-0,06* (0,03)	-0,08** (0,03)	-0,06** (0,03)
DiD 2017	-0,02* (0,01)	-0,13** (0,07)	-0,24 (0,27)	-0,09* (0,04)	-0,11** (0,05)	-0,06** (0,03)
Soziodemografische Informationen	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
Beschäftigungscharakteristika	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
Beobachtungen	36.810	9.248	3.171	863	25.912	23.317
Adj. R ²	0,14	0,03	0,06	0,12	0,18	0,05
Tatsächliche Arbeitszeit						
Konstante	3,76*** (0,01)	2,83*** (0,07)	2,02*** (0,13)	2,51*** (0,13)	2,84*** (0,05)	3,51*** (0,04)
Jahre 2015 / 2016	0 (0,007)	0,09*** (0,03)	0,18 (0,13)	0,27** (0,12)	0,06*** (0,02)	0,03* (0,02)
Jahr 2017	0,01 (0,01)	0,12** (0,05)	0,07 (0,17)	0,44** (0,2)	0,08*** (0,03)	0,04* (0,02)
Kaitz	-0,00 (0,01)	0,34*** (0,07)	0,53*** (0,19)	0,77*** (0,16)	0,56*** (0,06)	0,01 (0,04)
DiD 2015 / 2016	-0,01 (0,01)	-0,14** (0,06)	-0,35* (0,21)	-0,39** (0,19)	-0,08** (0,03)	-0,06** (0,03)
DiD 2017	-0,03** (0,01)	-0,18** (0,08)	-0,24 (0,27)	-0,67** (0,32)	-0,12*** (0,04)	-0,08** (0,04)
Soziodemografische Informationen	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
Beschäftigungscharakteristika	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
Beobachtungen	36.810	9.248	3.171	863	25.912	23.317
Adj. R ²	0,11	0,05	0,06	0,09	0,18	0,05

Quelle: SOEP.v34, Erhebungsjahre 2013-2017. – Anmerkungen: DiD-Regression mit Random-Effekten. Robuste Standardfehler in Klammern, auf Personenebene geclustert mit * $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$. Es werden keine Hochrechnungsfaktoren genutzt. Die Referenzgruppe ist 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 und berichtet keinen Arbeitsplatzwechsel. Basierend auf der Längsschnittstichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3. DiD steht hierbei für den Effekt durch die Mindestlohneinführung bzw. -erhöhung.

$Kaitz_{r,t}^{2014}$ nur noch von Umziehenden bestimmt, da der Kaitz-Index des Jahres 2014 bei allen anderen Personen unveränderlich ist und folglich aus der Schätzung herausfällt. Der DiD-Koeffizient ändert sich allerdings nicht und hat ein nahezu identisches Ausmaß, wenn man für individuelle zeitkonstante Eigenschaften kontrolliert (vgl. Anhangtabelle A 5.2.1, Spezifikationen 5 und 6).

Ebenfalls ist es möglich, die Annahme der relativen linearen Veränderungen in Zweifel zu ziehen und zu argumentieren, dass Arbeitszeitanpassungen unabhängig vom Beschäftigungsgrad im Mittel gleich hoch ausfallen. Dies würde zu einer Schätzung mit absoluten Werten der Arbeitszeit führen. Auch wenn anstelle des Logarithmus der Wochenarbeitszeit die absolute Wochenarbeitszeit als abhängige Variable verwendet wird, bleibt der Effekt negativ und signifikant (vgl. Anhangtabelle A 5.2.2). Er wird lediglich kleiner. Bei einer Veränderung der Eingriffstiefe um eine Standardabweichung verringert sich die vertragliche Arbeitszeit mit der Einführung des Mindestlohns im Mittel um 5 Minuten pro Woche.

Schließlich kann nicht nur deskriptiv, sondern auch mittels einer Schätzung geprüft werden, ob die Annahme des Common Trend erfüllt ist. Dazu müssen in der bisher verwendeten Regressionsgleichung die Jahresdummies einzeln mit der Kaitz-Variablen interagiert werden. Bisher wurde die Interaktion der Kaitz-Variablen mit den drei Zeiträumen vor Einführung des Mindestlohns, nach Einführung des Mindestlohns und nach Erhöhung des Mindestlohns durchgeführt. In Kapitel 5.1 wird als Placebo-Test ein Szenario verwendet, in dem die Einführung des Mindestlohns um ein Jahr vorverlegt wird, also in das Jahr 2014. Zeigen sich bei diesem Test keine signifikanten Ergebnisse, ist dies ein Indiz dafür, dass die Annahme des Common Trend gilt. Dies ist auch für den hier betrachteten Koeffizienten auf die vertragliche Arbeitszeit der Fall (vgl. Anhangtabelle A 5.2.6), ebenso wie in Kapitel 5.1 für den Lohn.

Heterogenitätsanalysen

Der Effekt der Einführung des Mindestlohns auf die Arbeitszeit wurde bislang im Mittelwert für alle betroffenen Beschäftigten geschätzt. Jedoch kann es hierbei zu Abweichungen vom Mittelwert für verschiedene Gruppen kommen. Da dies auch beim Effekt der Arbeitszeit wahrscheinlich ist, wurden Regressionen getrennt für verschiedene Berufsgruppen, Geschlechter und Einkommensquintile durchgeführt. Ausgangspunkt der Analysen ist stets die Regression in Tabelle 5.2.1, Spezifikation 2. Die Hinzunahme weiterer Kontrollvariablen ändert in der Ausgangsregression den Effekt nicht. Daher wurden in den Heterogenitätsanalysen keine weiteren Kontrollvariablen verwendet, auch weil dies die Stichprobe weiter reduziert hätte.

Tabelle 5.2.6 stellt die Ergebnisse getrennt für Vollzeit-, Teilzeit-, geringfügige (Minijob-) und Midijob-Beschäftigte sowie für Frauen und Männer dar. Es zeigt sich, dass der Mindestlohn kaum einen relevanten Arbeitszeiteffekt auf Vollzeitbeschäftigte bis 2016 hatte, dafür einen umso höheren und signifikanten Effekt auf Teilzeitbeschäftigte. So reduziert sich die mittlere vertragliche Arbeitszeit von Teilzeitbeschäftigten im Mittel um 0,11 Prozent bis 0,13 Prozent je Prozentpunkt der Variation des Kaitz-Index auf dem 5-Prozent-Signifikanzniveau. Die Konstante der Regression beträgt 2,714 bzw. 15 Stunden pro Woche. Setzt man den Koeffizienten mit der Konstanten und der Standardabweichung des Kaitz-Index ins Verhältnis, liegt die mittlere Reduktion der vertraglichen Arbeitszeit bei 9 Minuten pro Woche nach Mindestlohneinführung bzw. 11 Minuten pro Woche für die Zeit nach der Mindestlohnerhöhung im Jahr 2017.

Noch stärker ist der relative Effekt nur bei Mini- und Midijob-Beschäftigten⁵⁴. Die Ergebnisse für Midijobs werden hier der Vollständigkeit halber gezeigt, sind aber auf Grund der geringen Fallzahl mit Vorsicht zu interpretieren. Der geschätzte Treatment-Koeffizient ist im Fall der vertraglichen Arbeits-

⁵⁴ Als Midijobs werden Beschäftigungen in der sog. Gleitzone 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 Gleitzone in Übergangsbereich umbenannt und bis 1300 Euro ausgeweitet.

zeit für Minijob-Beschäftigte nicht mehr signifikant verschieden von null, sobald für soziodemografische Merkmale kontrolliert wird. Was die tatsächliche Arbeitszeit betrifft, bleibt der negative Effekt der Einführung des Mindestlohns auf die Arbeitszeit stabil gegenüber der Berücksichtigung von Kontrollvariablen, allerdings ist der Koeffizient der Mindestlohn-Erhöhung 2017 ebenfalls nicht mehr signifikant verschieden von Null.

Untersucht man Frauen und Männer getrennt, unterscheiden sich die Ergebnisse hingegen kaum voneinander (Tabelle 5.2.6, Spezifikationen 5 und 6). Der einzig feststellbare Unterschied ist, dass die Erhöhung des Mindestlohns im Jahr 2017 einen deutlich stärkeren Effekt auf Frauen hatte, was mit dem höheren Teilzeitanteil der Frauen begründet werden könnte.

Caliendo et al. (2018) unterteilen die Beschäftigten in fünf Einkommensgruppen und führen für jede Gruppe eine separate Schätzung durch. Die Ergebnisse lassen sich auch mit der hier zugrunde gelegten Längsschnittstichprobe reproduzieren und erweitern, auch wenn Caliendo et al. (2018) ein abweichendes Maß der Eingriffsintensität sowie eine gröbere regionale Untergliederung verwenden. Tabelle 5.2.7 zeigt Regressionsergebnisse für alle fünf Einkommensgruppen, die mithilfe des Bruttomonatslohns im Jahr 2014 eingeteilt wurden. Der durchschnittliche Bruttomonatslohn je Einkommensquintil ist oben in Tabelle 5.2.7 ersichtlich. In den Ergebnissen der Regressionen je Einkommensquintil zeigt sich, dass die Auswirkungen des Mindestlohns auf die Arbeitszeit vor allem in den unteren beiden Einkommensgruppen zu signifikanten negativen Effekten führen, die um ein Vielfaches höher sind als in den anderen Quintilen. Das ist angesichts der faktisch höheren Treatmentintensität (Betroffenheit) der unteren Einkommensgruppen vom Mindestlohn auch zu erwarten. In den ersten beiden Einkommensgruppen befinden sich vor allem Beschäftigte in Mini- und Midijobs, Teilzeitbeschäftigte mit geringem Beschäftigungsgrad und Niedriglohnbeschäftigte. Ab dem dritten Einkommensquintil ist kein signifikanter Koeffizient auf die Arbeitszeit mehr feststellbar.

Zusammenfassung

Insgesamt lässt sich sagen, dass der Mindestlohn im Durchschnitt geringe negative Auswirkungen sowohl auf die vertraglichen als auch die tatsächlichen Arbeitszeiten hatte. Tendenziell gingen die tatsächlichen Arbeitszeiten stärker zurück als die vertraglichen, 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 alle Formen der geringfügigen Beschäftigung und Teilzeitbeschäftigung und zeigt sich sonst auch nur in den unteren 40 Prozent der Verteilung des Monatseinkommens. Dabei ist der Effekt robust gegenüber einer Schätzung mit fixen Effekten sowie bei Ausschluss von allen umziehenden Personen oder der direkten Schätzung der absoluten Arbeitszeit. Mittelfristig und durch die Mindestlohnerhöhung im Jahr 2017 zeigen sich stärker rückläufige Arbeitszeiten durch den Mindestlohn.

Durch Anwendung des individuellen DiD-Ansatzes können die Ergebnisse der Vorstudie repliziert werden. Dabei zeigt sich, dass die für das Jahr 2015 zu beobachtenden Effekte bereits im Jahr 2016 zurückgegangen sind, und selbst der Effekt im Jahr 2015 ist nicht robust gegenüber einer Modifikation der Stichprobe. Die Ergebnisse des DiD-I weichen also insofern von den Ergebnissen des regionalen DiD Ansatzes ab, als bei letzterem ein leichter Rückgang der Arbeitszeiten ausgemacht werden konnte, der sich im Zeitablauf als robust erweist.

Tabelle 5.2.7

Mindestlohneffekte auf den Logarithmus der vertraglichen und tatsächlichen Arbeitszeit nach Quintilen der Verteilung des Bruttomonatslohns

Quintile	1	2	3	4	5
Durchschnittlicher Bruttomonatslohn	777	1.818	2.526	3.294	5.398
Quintilsgrenzen in Bruttomonatslohn	0 - 940	940 - 1.887	1.887 - 2.650	2.650 - 3.700	3.700 - ∞
Vertragliche Arbeitszeit					
Konstante	2,17*** (0,12)	3,39*** (0,04)	3,58*** (0,03)	3,59*** (0,03)	3,65*** (0,04)
Jahre ab 2015	0,26*** (0,061)	0,06** (0,026)	-0,02 (0,026)	0,002 (0,018)	-0,02 (0,018)
Jahre ab 2017	0,39*** (0,08)	0,1** (0,04)	-0,05 (0,03)	0,01 (0,03)	-0,03 (0,03)
Kaitz	1,25*** (0,13)	0,56*** (0,05)	0,19*** (0,04)	0,18*** (0,04)	0,04 (0,03)
DiD 2014-2015	-0,29*** (0,09)	-0,10** (0,04)	0,02 (0,04)	-0,01 (0,03)	0,02 (0,03)
DiD 2014-2017	-0,44*** (0,12)	-0,17*** (0,06)	0,04 (0,05)	-0,05 (0,05)	0,03 (0,05)
Soziodemografische Informationen	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
Beschäftigungscharakteristika	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
Beobachtungen	6.416	7.053	5.499	6.167	6.349
Adj. R ²	0,14	0,30	0,20	0,14	0,07
Tatsächliche Arbeitszeit					
Konstante	2,24*** (0,11)	3,47*** (0,04)	3,64*** (0,04)	3,68*** (0,03)	3,84*** (0,1)
Jahre ab 2015	0,26*** (0,061)	0,08*** (0,028)	-0,003 (0,028)	-0,003 (0,021)	-0,03 (0,022)
Jahre ab 2017	0,39*** (0,08)	0,11*** (0,04)	-0,03 (0,04)	0,03 (0,04)	0,003 (0,03)
Kaitz	1,29*** (0,13)	0,58*** (0,05)	0,24*** (0,04)	0,18*** (0,04)	0,03 (0,04)
DiD 2014-2015	-0,28*** (0,09)	-0,12*** (0,04)	-0,01 (0,04)	-0,01 (0,03)	0,04 (0,04)
DiD 2014-2017	-0,44*** (0,12)	-0,19*** (0,06)	-0,01 (0,06)	-0,09 (0,06)	-0,03 (0,05)
Soziodemografische Informationen	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
Beschäftigungscharakteristika	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
Beobachtungen	6.416	7.053	5.499	6.167	6.349
Adj. R ²	0,14	0,27	0,17	0,09	0,06

Quelle: SOEP.v34, Erhebungsjahre 2013-2017. – Anmerkungen: DiD-Regression mit Random-Effekten. Robuste Standardfehler in Klammern, auf Personenebene geclustert mit * $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$. Es werden keine Hochrechnungsfaktoren genutzt. Die Referenzgruppe 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 und berichtet keinen Arbeitsplatzwechsel. Basierend auf der Längsschnittstichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3. DiD steht hierbei für den Effekt durch die Mindestlohneinführung bzw. -erhöhung.

6. Lohnmobilität

Wie in Kapitel 1.2 genauer ausgeführt, spielt die Lohnmobilität – also das Ausmaß der Veränderung individueller Löhne über die Zeit hinweg – eine wichtige Rolle für die Wohlfahrt von Arbeitnehmerinnen und Arbeitnehmern. Ein Mindestlohn kann die Lohnmobilität auf zwei Arten beeinflussen: Zum einen könnte er die Abwärtsmobilität reduzieren, da durch den Mindestlohn eine gesetzlich festgelegte untere Lohnschranke eingezogen wird. Zum anderen könnte er aber auch die Aufwärtsmobilität verringern, da die genannte reduzierte Gefahr einer Abwärtsmobilität möglicherweise dazu führt, dass Beschäftigte weniger in ihre berufliche Weiterentwicklung investieren, beispielsweise indem sie sich weiterbilden. Auf der Seite der Betriebe könnten höhere Lohnkosten, verursacht durch Lohnsteigerungen im Bereich niedriger Löhne, zu geringeren Lohnsteigerungen im Bereich höherer Löhne führen, um den Anstieg der gesamten Lohnkosten eines Betriebs in Grenzen zu halten.

Vor diesem Hintergrund wird im Folgenden untersucht, wie sich die Lohnmobilität im Zeitraum von 2001 bis 2017, und insbesondere um das Jahr der Mindestlohneinführung, verändert hat. Methodisch wird hierbei auf zwei Ansätze aus der wissenschaftlichen Literatur zurückgegriffen: (i) die Berechnung von Mobilitätsindizes und Verteilungsanalysen (z.B. Dickens 2000; Riphahn, Schnitzlein 2016) und (ii) die Untersuchung von Übergangswahrscheinlichkeiten zwischen verschiedenen Segmenten der Lohnverteilung (z.B. Bachmann et al. 2020; Raferzeder, Winter-Ebmer 2007). Der Vorteil des ersten Ansatzes liegt darin, dass die Lohnmobilität durch ein aggregiertes Maß dargestellt wird; der Vorteil des zweiten Ansatzes besteht darin, dass stärker auf spezifische Übergänge (z.B. von einem Lohnsegment knapp oberhalb des Mindestlohns zu einem weiter darüber liegenden Lohnsegment) fokussiert werden kann.

In den folgenden Untersuchungen werden daher beide Ansätze, Mobilitätsindizes und Verteilungsanalysen sowie Übergangswahrscheinlichkeiten, vorgestellt. Hierbei wird wie folgt vorgegangen: In einem ersten Schritt werden Rangkorrelationen über die Zeit dargestellt, die zeigen, wie hoch die Wahrscheinlichkeit ist, sich zum Zeitpunkt $t+1$ im selben Perzentil der Lohnverteilung zu befinden wie zum davorliegenden Zeitpunkt t , d.h. wie stark die Position in der Lohnverteilung in einem bestimmten Jahr mit der Position in der Lohnverteilung des Folgejahres zusammenhängt. Dies liefert ein aggregiertes Bild der Mobilität innerhalb der Lohnverteilung. In einem zweiten Schritt wird die Verteilung der Größe von Sprüngen innerhalb der Lohnverteilung genauer untersucht, d.h. beispielsweise, wie viele Personen gar keine oder sehr kleine Wechsel zwischen Segmenten der Lohnverteilung erfahren, und wie viele Personen sehr große Wechsel vollziehen. Hierzu wird einerseits die Verteilung der Lohnmobilität für Zeiträume vor und nach der Einführung des Mindestlohns graphisch dargestellt. Andererseits wird ökonometrisch untersucht, inwiefern sich Veränderungen in der Verteilung der Lohnmobilität durch Veränderungen in beobachtbaren Charakteristika über die Zeit erklären lassen. Dies erfolgt durch eine *recentered-influence-function*-Analyse (RIF) in Anlehnung an Riphahn/Schnitzlein (2016).

Die Analyse von Übergangswahrscheinlichkeiten startet im dritten Schritt mit einer ökonometrischen Untersuchung von individuellen Lohntransitionen. Hierbei wird zunächst die Wahrscheinlichkeit, sich in der Lohnverteilung von einem Jahr zum nächsten zu verbessern (Aufwärtsmobilität) oder zu verschlechtern (Abwärtsmobilität) mit Hilfe eines linearen Wahrscheinlichkeitsmodells analysiert. Dies wird durch eine Untersuchung des Ausmaßes der Transitionen ergänzt. Im letzten Schritt werden einzelne Lohntransitionen betrachtet. Hier ist von besonderem Interesse, wie sich die Lohnmobilität von Personen in einer Lohnklasse knapp oberhalb des Mindestlohns im Zeitverlauf entwickelt.

In der wissenschaftlichen Literatur wird in der Regel zur Untersuchung der Lohnmobilität die Lohnverteilung in gleich große Segmente aufgeteilt, z.B. in 100 Gruppen (Perzentile), die dann jeweils 1 Prozent aller Personen in einem Jahr umfassen. Das unterste Perzentil enthält dann die Personen, die die niedrigsten Löhne erhalten und das oberste Perzentil diejenigen mit den höchsten Löhnen. Dabei verändern sich die Grenzen zwischen den Segmenten über die Jahre typischerweise. Diese Vorgehensweise wird im Folgenden für die ersten drei Analyseschritte übernommen.

Im letzten Schritt der Analyse, in dem auf einzelne Lohntransitionen fokussiert wird, werden hingegen größere Lohnklassen, mit über die Jahre festen Grenzen, gewählt, nämlich 8,50 Euro, 10 Euro, 11,50 Euro und 13 Euro. Hierdurch werden Aussagen über die Lohnmobilität an der Lohnuntergrenze von 8,50 Euro sowie an den knapp darüber liegenden Bereichen der Lohnverteilung ermöglicht. Durch diese feste Einteilung ergibt sich jedoch die Schwierigkeit, dass Aufwärtsmobilität innerhalb der Lohnverteilung durch Lohninflation verursacht werden kann. Dies ist besonders problematisch, wenn sich die Inflation über die Zeit hinweg verändert. Im Zeitraum vor und nach der Einführung des Mindestlohns war dies tatsächlich der Fall: Zwischen 2012 und 2014 stieg das Preisniveau um circa 3,5 Prozent, im Zeitraum 2015 bis 2017 hingegen um nur knapp 0,8 Prozent. Würde man diese Effekte nicht berücksichtigen, könnte man fälschlicherweise schlussfolgern, dass die Lohnmobilität im späteren Zeitraum geringer ausfiel, da aufgrund der geringeren Inflation weniger Personen in ein höheres Lohnsegment aufsteigen. Aus diesem Grund wird im Folgenden mit deflationierten, also realen, Löhnen gearbeitet, wobei das Basisjahr auf das Jahr 2015 gesetzt wird, so dass in diesem Jahr der Nominallohn dem Reallohn entspricht. Die Analysen werden für tatsächliche Stundenlöhne durchgeführt.

Die Untersuchung erfolgt deskriptiv, da die Erstellung von sinnvollen Kontrollgruppen sowohl bei der Methode der veränderlichen Lohnklassen als auch bei der Methode der festen Lohnklassen mit relativ großen Lohnklassen nicht möglich erscheint.

Die Basis für alle in diesem Kapitel durchgeführten Analysen ist die Längsschnittstichprobe, die in Kapitel 2.3 beschrieben ist. Je nach Analysezeitraum gehen all diejenigen Beobachtungen in die einzelnen Berechnungen ein, die in einem Jahr t und in einem Folgejahr ($t+1$, $t+2$ oder $t+3$) in der Längsschnitt-Basisstichprobe enthalten sind, d.h. die in diesen Jahren abhängig beschäftigt sind und für die alle relevanten Größen wie Löhne verfügbar sind. Für die Transitionsmatrizen (Tabellen 6.3 und A 6.2) gehen zusätzlich Personen ein, die im Ausgangs- oder Folgejahr beobachtet werden, aber nicht erwerbstätig sind.

Aufgrund der Unterschiede in der Lohnverteilung zwischen Ost- und Westdeutschland sowie möglicher unterschiedlicher Auswirkungen des Mindestlohns, werden die Analysen teilweise nach Ost- und Westdeutschland getrennt durchgeführt. Hierbei wird jeweils darauf bedingt, dass die Person im ersten Jahr der jeweiligen Analyse (Jahr t) in einer Region wohnhaft ist. Die Anzahl der Personen, die zwischen Ost- und Westdeutschland umziehen, ist im betrachteten Sample mit 0,3 Prozent sehr niedrig. Daher sollten die Ergebnisse nicht durch Mobilität zwischen Ost- und Westdeutschland beeinflusst sein.

Die Rangkorrelationen für Deutschland insgesamt sowie getrennt nach Ost- und Westdeutschland sind für den Zeitraum 2001 bis 2016 in Abbildung 6.1 dargestellt. Sie geben den Zusammenhang zwischen der individuellen Rangposition (dem Perzentil der Stundenlohnverteilung, in dem sich eine Person befindet) im Ausgangsjahr und der Rangposition der Person im Folgejahr an. Den Rangkorrelationen liegen also Übergänge zwischen den Perzentilen der Lohnverteilung von einem Jahr zum nächsten (bis einschließlich 2017) zugrunde, wobei sich für alle drei Zeitreihen ein deutlicher Aufwärtstrend bis ca. 2007/2008 zeigt. Ein Anstieg der Korrelation bedeutet, dass die individuelle Position in der Lohnverteilung in einem bestimmten Jahr stark mit der Position in der Lohnverteilung des Folgejahres zusammenhängt, es also weniger (große) Wechsel in andere Perzentile der Lohnverteilung gibt. Daher ist der Anstieg der Rangkorrelationen gleichbedeutend mit einem Rückgang der Lohnmobilität, was somit die Ergebnisse in Riphahn/Schnitzlein (2016) und Gernandt (2009) bestätigt. Ab Ende der 2000er Jahre ist die Rangkorrelation in Westdeutschland relativ konstant. In Ostdeutschland ist noch ein leichter Aufwärtstrend zu verzeichnen.

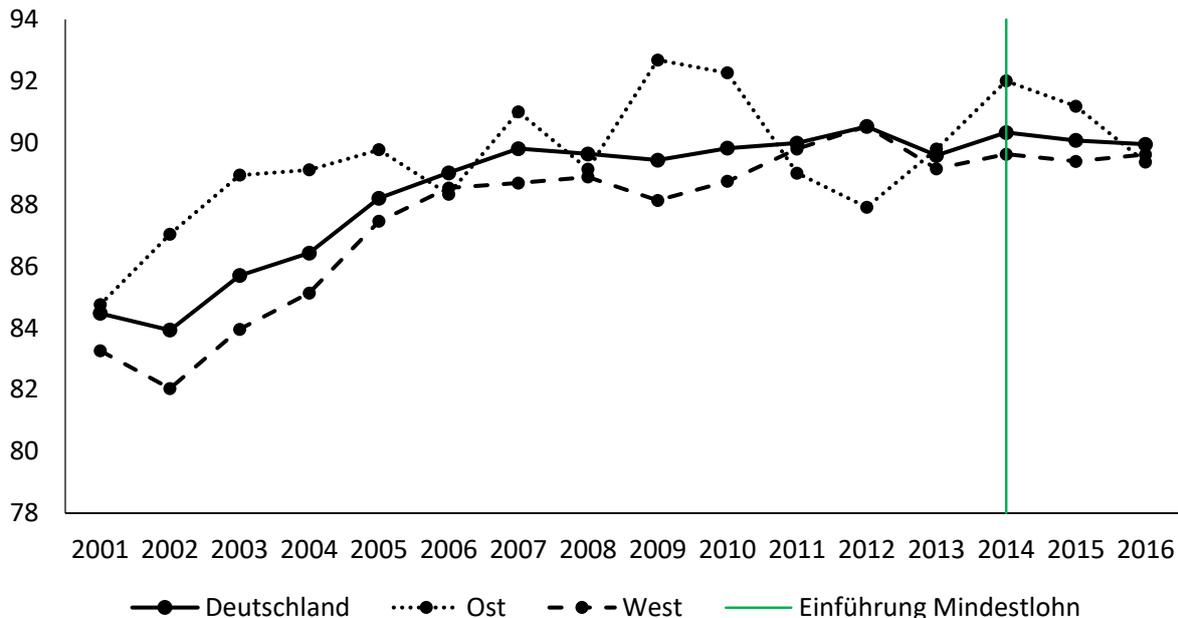
Sowohl in Ost- als auch in Westdeutschland ist im Jahr 2014, das die Lohnmobilität von 2014 auf 2015 und somit die Veränderung der Lohnverteilung durch die Einführung des Mindestlohns beinhaltet, ein Sprung der Rangkorrelation zu beobachten. Der Sprung ist in Ostdeutschland stärker ausgeprägt, was darauf zurückzuführen sein könnte, dass die Lohnverteilung in Ostdeutschland durch die Einführung

des Mindestlohns deutlich stärker gestaucht wurde als in Westdeutschland, was die Aufwärtsmobilität reduziert haben könnte. Jedoch ist zu beachten, dass die Rangkorrelationen in Ostdeutschland generell relativ stark schwanken, und dass bereits ab 2012 – also deutlich vor Einführung des Mindestlohns – ein Anstieg erkennbar ist. Daher sollte der Anstieg zwischen 2014 und 2015 nicht überinterpretiert werden. In den Folgejahren geht die Rangkorrelation in Ostdeutschland wieder deutlich zurück, in Westdeutschland kommt es zu einem weiteren, wenn auch geringen, Anstieg.

Abbildung 6.1

Rangkorrelationen der Lohnmobilität nach Region

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



Quelle: SOEP.v34. – 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. Anhangabbildung A 6.1 zeigt die Rangkorrelationen für 1-Jahres-Abstände (also Mobilität vom Jahr t zum Jahr $t+1$) sowie für 2- (t zu $t+2$) und 3-Jahres-Abstände (t zu $t+3$). Es wird deutlich, dass sich die Rangkorrelationen für diese verschiedenen Abstände nur wenig unterscheiden. Während das Niveau der Rangkorrelationen mit der Größe der betrachteten Abstände abnimmt, ähneln sich die Entwicklungen der drei dargestellten Zeitreihen stark. Daher 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, die in Anhangabbildung A 6.2 dargestellt sind. Diese Histogramme zeigen an, welcher Anteil der Erwerbstätigen eine bestimmte Veränderung in Rangpositionen aufweist, z.B. 10 Perzentile nach unten (-10) oder 20 Perzentile nach oben (+20). Maximal kann sich eine Person um 100 Positionen verbessern oder verschlechtern, dementsprechend sind die Rangwechsel zwischen -100 und +100 verteilt. 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.

Tabelle 6.1

Recentered-Influence-Function-(RIF)-Modell zur Veränderung der Verteilung der Lohnmobilität

	Deutschland 1	West 2	Ost 3
Insgesamt			
Zeitraum 2012-2014	13,35*** (0,17)	13,82*** (0,19)	12,84*** (0,35)
Zeitraum 2015-2017	12,79*** (0,15)	13,00*** (0,17)	13,30*** (0,37)
Differenz	0,56** (0,23)	0,83*** (0,26)	-0,45 (0,51)
Komposition	0,06 (0,05)	0,07 (0,06)	0,34** (0,17)
Struktur	0,50** (0,23)	0,75*** (0,26)	-0,79 (0,55)
Komposition			
Individuell	0,09** (0,04)	0,05 (0,04)	0,33*** (0,10)
Berufscharakteristika	-0,02 (0,04)	0,03 (0,04)	-0,04 (0,10)
Ausgangsposition	0,01 (0,02)	0,00 (0,04)	0,10 (0,08)
Bundesland	-0,03* (0,02)	-0,01 (0,01)	-0,05 (0,04)
Struktur			
Individuell	1,35*** (0,51)	1,21** (0,59)	1,49 (1,15)
Berufscharakteristika	-1,12 (0,71)	-1,29 (0,82)	-0,80 (1,63)
Ausgangsposition	0,03 (0,52)	0,54 (0,60)	-1,64 (1,20)
Bundesland	0,04 (0,51)	-0,04 (0,47)	-0,22 (0,74)
Konstante	0,21 (1,09)	0,32 (1,22)	0,37 (2,18)
Beobachtungen 2012-2014	15.703	12.308	3.395
Beobachtungen 2015-2017	15.095	12.031	3.064

Quelle: SOEP.v34. – Anmerkungen: Änderung der Standardabweichung der Lohnmobilität, 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 2017 dargestellt und in kompositorische und strukturelle Effekte eingeteilt. Jeder Zeitraum umfasst jeweils zwei Übergänge von t nach $t+1$. Individuelle Charakteristika: Geschlecht, Altersgruppen, Bildungsabschluss, Familienstand und Staatsangehörigkeit. Berufliche Charakteristika: Beschäftigungsart (Vollzeit/Teilzeit/Minijob), Firmengröße, Vertragsart (befristet/unbefristet), Sektor und Berufsklassifikation. Ausgangsdezile und Bundesländer werden getrennt ausgewiesen. Basierend auf der Längsschnittstichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3. Robuste Standardfehler in Klammern, auf Personenebene geclustert mit * $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$.

Die Ergebnisse der RIF-Analyse in Tabelle 6.1 zeigen zunächst, dass die Standardabweichung der Lohnmobilität im Zeitraum 2012 bis 2014 signifikant niedriger liegt als im Zeitraum 2015 bis 2017, der Rückgang beträgt 0,56 Standardabweichungen bzw. 4 Prozent. Dies lässt sich dahingehend interpretieren, dass es im späteren Zeitraum weniger große Lohnveränderungen gab als im früheren Zeitraum.

Die Dekomposition zeigt des Weiteren, dass die Zusammensetzung der Beschäftigten („Komposition“), wie beispielsweise der Rückgang der Anzahl geringfügig Beschäftigter, insgesamt keinen signifikanten Beitrag zu dieser Entwicklung geleistet hat. Hingegen haben unbeobachtete Faktoren („Struktur“) zusammengenommen einen signifikanten Erklärungsgehalt für den Rückgang der Standardabweichung. Diese Faktoren beinhalten sämtliche Einflüsse, die nicht auf Kompositionseffekte zurückzuführen sind. Hierbei könnte auch die Einführung des Mindestlohns eine Rolle gespielt haben.

Betrachtet man die verschiedenen Variablengruppen, so zeigt sich, dass – für sich alleine genommen – die Komposition der Beschäftigten hinsichtlich individueller Charakteristika signifikant mit der Veränderung der Verteilung korreliert ist, wobei der Koeffizient relativ klein ist. Bei den „strukturellen“ Faktoren spielen ebenfalls die individuellen Variablen eine bedeutende Rolle. Dies bedeutet, dass sich für bestimmte unveränderte Charakteristika die Lohnmobilität verändert hat. Anhangtabelle A 6.1 zeigt weitere Details: Hinsichtlich der Komposition spielt die älteste Altersgruppe eine wichtige Rolle; hinsichtlich der strukturellen Aspekte ist dies für das Geschlecht, den Berufsabschluss, Sektoren und Bundesländer der Fall. Die Beschäftigungs- und Vertragsart sind weder für die kompositorische noch für die strukturelle Veränderung von Bedeutung.

Auch wenn der Einfluss der Komposition von Beschäftigten hinsichtlich individueller und beruflicher Charakteristika auf die *Veränderung* der Lohnmobilität im betrachteten Zeitraum begrenzt ist, so sind diese Charakteristika typischerweise bedeutende Determinanten des Niveaus der Lohnmobilität (vgl. Bachmann et al. 2020). Entsprechend analysieren wir mithilfe der verwendeten Stichprobe, welche Faktoren die Wahrscheinlichkeit, in der Lohnverteilung aufzusteigen bzw. abzustiegen, beeinflussen. Die Referenz für Aufwärts- bzw. Abwärtsbewegungen in der Lohnverteilung ist jeweils der Verbleib im Lohndezil des Ausgangsjahres⁵⁵. Aus den ersten beiden Spalten von Tabelle 6.2 wird deutlich, dass im Zeitraum 2012 bis 2017 Männer, Beschäftigte mit Universitätsabschluss sowie Vollzeitbeschäftigte, Führungskräfte, Personen in akademischen Berufen und Beschäftigte in großen Betrieben eine besonders hohe Wahrscheinlichkeit hatten, in ein höheres Lohndezil zu wechseln, und weniger stark von Übergängen in niedrigere Dezile betroffen waren.

Beschäftigte im Alter von 24 Jahren und darunter, Teilzeitbeschäftigte sowie Personen, die ihren Beruf wechseln, zeichnen sich durch eine hohe Mobilität in beide Richtungen der Lohnverteilung aus. Beschäftigte in kleinen Betrieben und in bestimmten Sektoren, Beschäftigte mit Minijob sowie Berufsgruppen mit weniger gut entlohnten Tätigkeiten (wie beispielsweise Verkaufspersonal) weisen eine geringere Wahrscheinlichkeit von Aufwärtsbewegungen in der Lohnverteilung und eine häufigere relative Lohnreduktion auf.

Die Ergebnisse für die Jahresdummies zeigen, dass sich im Zeitraum der Mindestlohneinführung 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.

⁵⁵ Da sich die Rangposition in der Lohnverteilung zwischen zwei Jahren für über 90 Prozent der Beschäftigten um mindestens ein Perzentil ändert (siehe Anhangabbildung A 6.2), ist die Definition anhand von Perzentilen hier nicht sinnvoll. Stattdessen werden den Berechnungen gröbere Einteilungen der Lohnverteilung in Dezile zugrunde gelegt.

Tabelle 6.2
Determinanten der Lohnmobilität (Dezilwechsel)

	Aufwärtsmo- bilität 1	Abwärtsmo- bilität 2	Mobilität ins- gesamt 3
Weiblich	-0,04*** (0,01)	0,03*** (0,01)	-0,16*** (0,02)
Alter (Referenz: Zwischen 25 und 54 Jahre)			
24 Jahre und jünger	0,04** (0,02)	0,04** (0,02)	-0,08* (0,04)
55 Jahre und älter	-0,00 (0,01)	-0,01 (0,01)	0,03 (0,02)
Bildungsabschluss (Referenz: Abgeschlossene Lehre)			
Kein beruflicher Abschluss	-0,03*** (0,01)	0,03*** (0,01)	-0,18*** (0,02)
Universitätsabschluss	0,05*** (0,01)	-0,05*** (0,01)	0,26*** (0,02)
Unverheiratet	-0,01 (0,01)	0,01 (0,01)	-0,05*** (0,02)
Kind(er) im Haushalt	0,03*** (0,01)	0,01 (0,01)	0,05*** (0,02)
Ausländische Staatsangehörigkeit	0,00 (0,01)	0,04*** (0,01)	-0,11*** (0,03)
Beschäftigungsart (Referenz: Vollzeitbeschäftigt)			
Teilzeitbeschäftigt	0,05*** (0,01)	0,13*** (0,01)	-0,21*** (0,02)
Minjob	-0,07*** (0,01)	0,15*** (0,01)	-0,47*** (0,03)
Firmengröße (Referenz: 20 bis unter 200 Beschäftigte)			
unter 20 Beschäftigte	-0,04*** (0,01)	0,02* (0,01)	-0,12*** (0,02)
200 Beschäftigte und mehr	0,05*** (0,01)	-0,04*** (0,01)	0,23*** (0,02)
Befristeter Vertrag	0,01 (0,01)	0,06*** (0,01)	-0,13*** (0,02)
Sektor (Referenz: Produzierendes Gewerbe)			
Verkauf, Transport, Logistik	-0,04*** (0,01)	0,04*** (0,01)	-0,21*** (0,02)
Dienstleistungen	-0,01 (0,01)	-0,00 (0,01)	0,00 (0,02)
Öff. Verwaltung, Bildung, Gesundheit	0,00 (0,01)	0,04*** (0,01)	-0,07*** (0,02)
Sonstige	-0,03** (0,01)	0,03*** (0,01)	-0,14*** (0,03)
Stellenwechsel	-0,00 (0,01)	0,02** (0,01)	-0,07*** (0,02)
Berufswechsel	0,07*** (0,02)	0,06*** (0,02)	0,04 (0,05)

	Aufwärtsmobilität	Abwärtsmobilität	Mobilität insgesamt
	1	2	3
Beruf (1-Steller, Referenz: Techniker und gleichrangige nichttechnische Berufe)			
Führungskräfte	0,06*** (0,01)	-0,03** (0,01)	0,19*** (0,03)
Akademische Berufe	0,06*** (0,01)	-0,04*** (0,01)	0,22*** (0,02)
Bürokräfte und verwandte Berufe	-0,03*** (0,01)	0,02* (0,01)	-0,13*** (0,02)
Dienstleistungsberufe und Verkäufer	-0,08*** (0,01)	0,09*** (0,01)	-0,42*** (0,02)
Handwerks- und verwandte Berufe	-0,00 (0,01)	0,10*** (0,01)	-0,28*** (0,03)
Bediener von Anlagen und Maschinen und Montageberufe	-0,00 (0,01)	0,17*** (0,01)	-0,41*** (0,03)
Hilfsarbeitskräfte	-0,07*** (0,01)	0,11*** (0,01)	-0,48*** (0,03)
Ostdeutschland	-0,10*** (0,01)	0,04*** (0,01)	-0,33*** (0,02)
Jahre			
2013	0,00 (0,01)	-0,00 (0,01)	0,06*** (0,02)
2014	-0,01 (0,01)	-0,05*** (0,01)	0,08*** (0,02)
2015	-0,00 (0,01)	-0,02*** (0,01)	0,05** (0,02)
2016	-0,01 (0,01)	-0,01 (0,01)	0,02 (0,02)
Konstante	0,49*** (0,01)	0,40*** (0,01)	0,24*** (0,03)
Dezil der Lohnverteilung im Ausgangsjahr t	Ja	Ja	Ja
Adj. R ²	0,12	0,13	0,12
Beobachtungen	28.075	28.099	37.900

Quelle: SOEP.v34. – Anmerkungen: Lineare Regressionsmodelle zur Wahrscheinlichkeit einer Aufwärts- bzw. Abwärtstransition (Spalten 1 und 2, die Referenz ist jeweils "Keine Mobilität") bzw. der Größe einer Transition (Spalte 3, skaliert von -9 bis +9) 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. Zeitraum: 2012-2017. Basierend auf der Längsschnittstichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3. Robuste Standardfehler in Klammern, auf Personenebene geclustert mit * $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$.

Die dritte Spalte von Tabelle 6.2 zeigt daher Determinanten für das Ausmaß einer Aufwärts- oder Abwärtsbewegung in der Lohnverteilung. Basierend auf einer Einteilung der Lohnverteilung in Dezile, die die Beschäftigten entsprechend ihres Stundenlohns in 10 gleich große Gruppen einteilt, können sich einzelne Personen von einem Jahr zum nächsten um maximal 9 Positionen verbessern oder verschlechtern. Die Größe dieser Dezilwechsel unterscheidet sich stark zwischen Personen mit bestimm-

ten individuellen oder beruflichen Charakteristika. Im dargestellten Zeitraum, 2012 bis 2017, verschlechterte sich beispielsweise die Position von Frauen in der Lohnverteilung im Vergleich zu Männern von einem Jahr zum nächsten um durchschnittlich 0,2 Positionen. Personen mit Minijobs erfuhren im Vergleich zu Vollzeitbeschäftigten eine durchschnittliche jährliche Verschlechterung der relativen Position in der Lohnverteilung von 0,5 Positionen. Durchschnittliche Änderungen der Positionen über die einzelnen Jahre des Analysezeitraums hinweg zeigen, dass es mehr größere Aufwärtsbewegungen in den Jahren 2013, 2014 und 2015 und dem jeweiligen Folgejahr gab im Vergleich zum Referenzjahr 2012. Dies ist konsistent mit einer Reduktion der Abwärtsmobilität in diesen Jahren. Somit lagen in den Jahren nach Einführung des Mindestlohns deutlich weniger kleine Abwärtsbewegungen vor, aber etwas mehr große Aufwärtsbewegungen.

Noch detailliertere Informationen über individuelle Lohnmobilität liefern Transitionsmatrizen, die anzeigen, welcher Anteil der Erwerbsbevölkerung von einem Jahr zum nächsten einen Übergang aus einer bestimmten Lohnklasse (z.B. 8,50 bis 10 Euro) in eine andere Lohnklasse (z.B. 10 Euro bis 11,50 Euro) macht. Solche Transitionsmatrizen sind für die Zeiträume 2012 bis 2014 und 2015 bis 2017 in Tabelle 6.3 dargestellt. Für jeden Zeitraum sind Übergänge zwischen zwei Ausgangsjahren (2012 und 2013 sowie 2015 und 2016) und dem jeweiligen Folgejahr berücksichtigt. Die wichtigste Veränderung zwischen den beiden Zeiträumen lässt sich bei den Lohntransitionen jener Personen beobachten, die im Ausgangsjahr in der Lohnklasse 8,50 bis 10 Euro zu finden waren. Für diese Gruppe von Beschäftigten erhöht sich die Wahrscheinlichkeit, auch im nächsten Jahr in derselben Lohnklasse zu sein, vom Zeitraum vor der Mindestlohneinführung zum Zeitraum nach der Mindestlohneinführung, von 27,8 Prozent auf 39,5 Prozent. Diese Wahrscheinlichkeit steigt also um 41,8 Prozent des Ausgangswerts. Gleichzeitig sinken die Übergänge derselben Personengruppe (Lohn von 8,50 bis 10 Euro im Ausgangsjahr) in die nächsthöhere Lohnklasse (10 Euro bis 11,50 Euro) von 26,4 Prozent auf 15,5 Prozent, was einem prozentualen Rückgang von 41,2 Prozent des Ausgangswerts entspricht.

Tabelle 6.3
Matrizen für Transitionen zwischen Lohngruppen (Anteile)
in %

2012-2014	Unter 8,50	8,50 bis unter 10	10 bis unter 11,50	11,50 bis unter 13	13 und darüber	Arbeitslos	Nicht erwerbstätig	Selbstständig, in Ausbildung, usw.	Anteil im Jahr t
Unter 8,50	47,6	17,9	7,5	2,5	4,8	1,1	11,8	6,8	13,5
8,50 bis unter 10	15,4	27,8	26,4	9,5	8,9	0,2	7,6	4,2	8,1
10 bis unter 11,50	5,0	9,9	30,8	24,2	21,1	0,3	7,1	1,6	8,9
11,50 bis unter 13	2,3	3,1	11,6	31,7	44,5	0,1	4,9	1,9	9,0
13 und darüber	0,4	0,7	1,1	2,7	89,8	0,0	3,7	1,5	52,7
Arbeitslos	73,9	10,1	2,6	1,9	11,5	0,0	0,0	0,0	0,4
Nicht erwerbstätig	36,2	13,3	15,9	7,4	27,1	0,0	0,0	0,0	4,1
Selbstständig, in Ausbildung, usw.	39,5	12,5	9,8	13,9	24,4	0,0	0,0	0,0	3,3
Anteil im Jahr t+1	11,6	7,2	8,5	8,3	56,6	0,2	5,2	2,4	100,0
2015-2017									
Unter 8,50	38,0	20,0	10,4	4,4	8,0	1,3	10,5	7,2	8,9
8,50 bis unter 10	17,4	39,5	15,5	9,3	7,6	0,4	6,5	3,7	7,9
10 bis unter 11,50	6,2	14,2	30,0	22,6	17,1	0,1	6,7	3,1	6,8
11,50 bis unter 13	2,5	4,5	11,8	32,2	39,9	0,0	5,1	3,9	8,1
13 und darüber	0,3	0,6	1,0	2,8	89,8	0,0	4,1	1,3	60,8
Arbeitslos	44,0	20,1	7,6	1,1	27,3	0,0	0,0	0,0	0,2
Nicht erwerbstätig	27,5	18,4	10,7	9,4	33,9	0,0	0,0	0,0	3,9
Selbstständig, in Ausbildung, usw.	29,3	12,4	12,0	8,8	37,4	0,0	0,0	0,0	3,4
Anteil im Jahr t+1	7,7	7,8	6,6	7,7	62,9	0,2	4,8	2,3	100,0

Quelle: SOEP.v34. – Anmerkungen: Übergangswahrscheinlichkeiten zwischen Jahr t (Zeilen) und Jahr t+1 (Spalten) über die dargestellten Grenzen der Lohnverteilung bzw. in die oder aus der Nicht-Erwerbstätigkeit. Berechnet mit deflationierten tatsächlichen Stundenlöhnen (Basisjahr: 2015) unter Verwendung von Hochrechnungsfaktoren. Basierend auf der Längsschnittstichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3 zuzüglich Personen, die in einem der Jahre t oder t+1 in der Längsschnittstichprobe enthalten sind und im anderen nicht erwerbstätig sind.

In den Transitionsmatrizen sind auch weitere größere Veränderungen zu erkennen, die aber (vor allem bzgl. der Arbeitslosen) nicht interpretiert werden sollten, da die Fallzahlen für die entsprechenden Gruppen sehr gering sind (Anhangtabelle A 6.2). Die Anzahl der Personen in den einzelnen Lohnklassen zeigen des Weiteren, dass die Gruppe der Personen in der Lohnklasse 8,50 bis 10 Euro im späteren Beobachtungszeitraum deutlich höher liegt als im früheren Beobachtungszeitraum.

Die Ergebnisse der Transitionsmatrizen lassen sich somit dahingehend interpretieren, dass im Zeitraum nach der Mindestlohneinführung die Wahrscheinlichkeit, einen Lohn knapp oberhalb des Mindestlohns zu erhalten (also in der Lohnklasse 8,50 bis 10 Euro zu bleiben), deutlich höher liegt als vor Einführung des Mindestlohns. Gleichzeitig ist die Wahrscheinlichkeit, von dieser Lohnklasse aus weitere Lohnsteigerungen zu erfahren, im späteren Zeitraum deutlich geringer. Allerdings sollte dieses Ergebnis vorsichtig interpretiert werden, da es sich hierbei um reine Deskription handelt, also um keine kausale Analyse. Z.B. bleiben Veränderungen in der Zusammensetzung der Beschäftigten bezüglich individueller oder beruflicher Charakteristika unberücksichtigt.

Zusammenfassend zeigt sich in Deutschland von Anfang bis Ende der 2000er Jahre ein Rückgang der Lohnmobilität. Seit Ende der 2000er Jahre sind keine starken Veränderungen mehr zu beobachten. Vergleicht man den Zeitraum 2012 bis 2014 (vor der Einführung des Mindestlohns) mit 2015 bis 2017 (nach der Einführung des Mindestlohns), so zeigt sich anhand verschiedener Maße ein erneuter leichter Rückgang der Lohnmobilität. Dies ist offenbar vor allem darauf zurückzuführen, dass Beschäftigte, die durch die Einführung des Mindestlohns einen Lohnzuwachs erfahren, eine geringe Wahrscheinlichkeit haben, weiter in der Lohnverteilung aufzusteigen. Dadurch gibt es mehr Personen, die knapp oberhalb des Mindestlohns entlohnt werden, und die insgesamt seltener als vor Einführung des Mindestlohns in eine höhere Lohnklasse aufsteigen.

Teil D: Sonderzahlungen und nicht-monetäre Aspekte

7. Sonderzahlungen und geldwerte Vorteile

Die Analyse von Sonderzahlungen und geldwerten Vorteilen ist aus zwei Gründen wichtig für die Evaluation des allgemeinen gesetzlichen Mindestlohns. Ein Großteil der finanziellen Arbeitgeberzusatzleistungen auf den mindestlohnrelevanten Stundenlohn anrechenbar.⁵⁶ Gemäß gesetzlicher Auslegung sind Sonderzahlungen in den Monaten mindestlohnrelevant, in denen sie ausgezahlt werden. Wird beispielsweise der komplette 13. Monatslohn in einem Monat vergütet, ist er ausschließlich in diesem Monat anrechenbar. Bei einer Verteilung über Monate hinweg, wird hingegen der jeweilige monatliche Anteil zum mindestlohnrelevanten Stundenlohn hinzugezogen. Außerdem bestehen auf Betriebsseite Anreize, die durch den Mindestlohn gestiegenen Lohnkosten über eine Senkung der Arbeitgeberzusatzkosten zu kompensieren.

Wie die Zusammenfassung des Forschungsstands in Kapitel 1.2 dargestellt hat, gibt es wenige Studien, die Mindestlohnwirkungen auf Arbeitgeberzusatzleistungen betrachten. In der internationalen Literatur wird entweder eine Reduktion oder keine Veränderung in den Bezügen nachgewiesen (z.B. Clemens et al. 2018; Simon, Kaestner 2004). Für Deutschland wurde eine derartige Untersuchung bisher nicht durchgeführt. Das liegt einerseits an der eingeschränkten Datenverfügbarkeit, andererseits auch daran, dass Arbeitgeberzusatzleistungen im vom Mindestlohn direkt betroffenen Niedriglohnbereich vergleichsweise selten sind (Burauel et al. 2018; Pusch 2019). Es kann jedoch auch zu Kürzungen in höherem Lohnbereichen kommen, um die Lohnkosten insgesamt zu verringern.

In diesem Kapitel werden die Auswirkungen des gesetzlichen Mindestlohns auf Sonderzahlungen und geldwerte Vorteile entlang der gesamten Lohnverteilung zwischen den Jahren 2014 und 2016 bzw. 2017 untersucht. Hierzu verwenden wir die Informationen zu Sonderzahlungen und geldwerten Vorteilen im SOEP und betrachten Veränderungen in den Zielgrößen über die Zeit. Die Höhe der Sonderzahlungen wird jeweils für das Vorjahr abgefragt, sodass hier nur eine Betrachtung bis 2016 realisierbar ist. Auf eine kausale Analyse wird wegen der kleinen Fallzahlen im Niedriglohnbereich, dem Bereich, in dem sich die Teilnehmergruppen und Kontrollgruppe des Lohnkausalansatzes (Kapitel 5.1.1) befinden, verzichtet. Die deskriptiven Auswertungen basieren auf der Querschnittstichprobe entsprechend der Abgrenzung in Kapitel 2.3 und werden mit den im SOEP enthaltenen persönlichen Hochrechnungsfaktoren gewichtet. Damit sind sie repräsentativ für die Arbeitnehmerinnen und Arbeitnehmer in Deutschland.

Sonderzahlungen

Das SOEP enthält zwei Frageblöcke zu Sonderzahlungen, die sich auf verschiedene Zeitpunkte beziehen. Im ersten Block geben Arbeitnehmerinnen und Arbeitnehmer an, ob sie im Vormonat Sonderzahlungen und -zulagen bezogen haben. Der zweite Block enthält die Höhe verschiedener Sonderzahlungen, die im Vorjahr vom Betrieb ausgezahlt wurden. In der folgenden Analyse nutzen wir die Informationen aus dem zweiten Block, um die Entwicklung der Bezüge von Sonderzahlungen zu quantifizieren. Durch den Vorjahresbezug beschränkt sich der Untersuchungszeitraum auf die Jahre von 2014 bis 2016.

Die Summe der jährlichen Sonderzahlungen je Arbeitnehmerin und Arbeitnehmer ergibt sich aus den Angaben zum 13. und 14. Monatsgehalt sowie der Höhe des zusätzlichen Weihnachtsgelds, des Urlaubsgelds, der Gewinnbeteiligung und einer Kategorie „Sonstiges“.

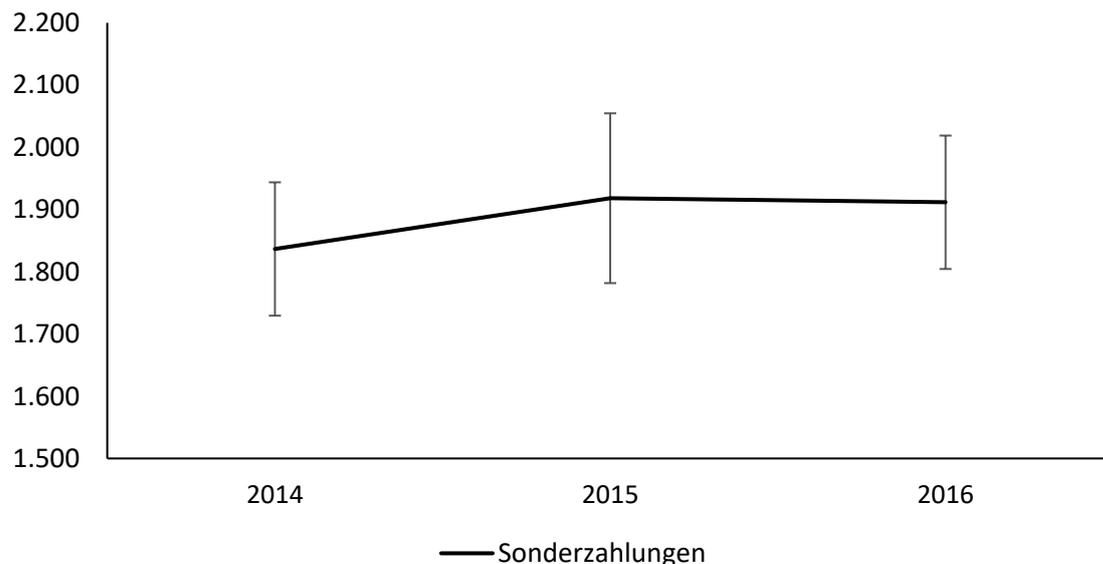
⁵⁶ Siehe hierzu z.B. die Grundsatzentscheidung des Bundesarbeitsgerichts vom 25.5.2016 (5 AZR 135/16).

Die Analyse der Mindestlohnwirkungen auf Sonderzahlungen beginnt mit dem Vergleich der durchschnittlichen Sonderzahlungen zwischen den Jahren 2014 und 2016. Abbildung 7.1 zeigt, dass Beschäftigte im Jahr 2014 Sonderzahlungen in Höhe von 1837 Euro erhalten haben. Der Wert steigt im Durchschnitt im Jahr der Mindestlohneinführung auf 1918 Euro und sinkt im Folgejahr etwas auf 1912 Euro. Die 95-Prozent-Konfidenzbänder geben an, dass sich die Geldbeträge zwischen den Jahren nicht signifikant voneinander unterscheiden. Dieses Ergebnis ist ein erster Hinweis darauf, dass Sonderzahlungen entgegen der Erwartungen insgesamt nicht aufgrund des gesetzlichen Mindestlohns reduziert wurden, sondern dass sie konstant geblieben sind.

Abbildung 7.1

Durchschnitte der Sonderzahlungen nach Jahren

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

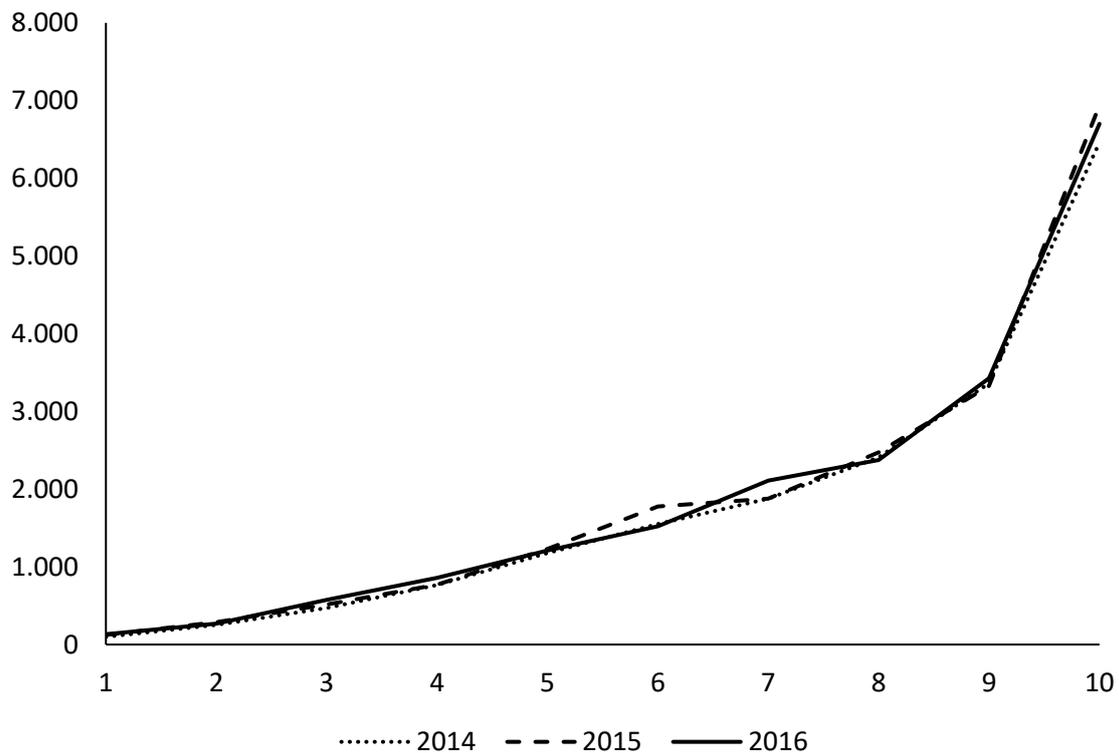


Quelle: SOEP.v34. – Anmerkungen: Obere und untere Grenzen beziehen sich auf das 95-Prozent-Konfidenzintervall. Gewichtete Ergebnisse. Basierend auf der Querschnittsstichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3.

Im nächsten Schritt betrachten wir die Entwicklung von Sonderzahlungen für verschiedene Stundenlohngruppen über die Zeit. Die Studie von Clemens et al. (2018) findet, dass die Mindestlohnwirkungen auf Arbeitgeberzusatzleistungen sehr unterschiedlich entlang der Lohnverteilung sein können, wobei Geringverdienende stärker von Reduktionen in Arbeitgeberzusatzleistungen betroffen sind. Abbildung 7.2 weist daher Sonderzahlungen im Zeitverlauf anhand von Pen's Paraden nach Stundenlohn dezilen aus. Zunächst zeigt sich, dass höhere Stundenlöhne mit höheren Sonderzahlungen einhergehen. Im Jahr 2014 betragen die Sonderzahlungen im ersten Stundenlohn dezil 100 Euro, im zehnten liegen sie bei 6490 Euro. Der niedrigste Stundenlohnbereich erfährt, wie die Untersuchungen in Kapitel 3.1 ergeben haben, im betrachteten Zeitraum ein überdurchschnittliches Stundenlohnwachstum. Auch wenn Betriebe für diese Arbeitnehmerinnen und Arbeitnehmer höhere Stundenlöhne zahlen, ist gleichzeitig keine Minderung der Sonderzahlungen im Zeitverlauf zu beobachten. Dies kann auch durch den allgemein niedrigen Bezug bereits vor der Mindestlohneinführung erklärt werden. Der leichte Anstieg der Sonderzahlungen in der Gesamtbetrachtung wird durch die Lohnbereiche ab dem 3. Stundenlohn dezil erzeugt.

Abbildung 7.2

Pen's Paraden der Sonderzahlungen nach Jahren pro Stundenlohndezil
in Euro (y-Achse) pro Stundenlohndezil (x-Achse)

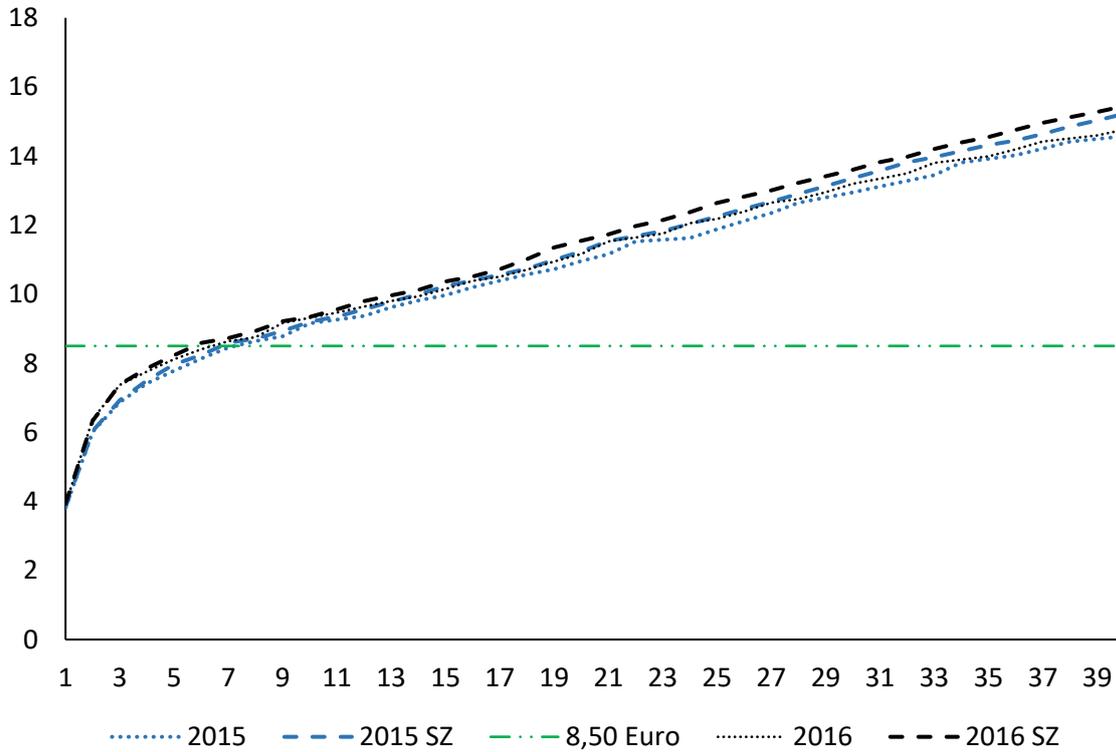


Quelle: SOEP.v34. – Anmerkungen: Vertraglicher Stundenlohn. Gewichtete Ergebnisse. Basierend auf der Querschnittsstichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3.

Sonderzahlungen sind wie oben beschrieben Teil des mindestlohnrelevanten Stundenlohns. Mindestlohnunterschreitungen sollten daher mit Stundenlöhnen ermittelt werden, die Sonderzahlungen enthalten. In Kapitel 3.1 haben wir auf die Hinzunahme verzichtet, weil die Erfassung der Sonderzahlungen im SOEP aufgrund des Vorjahresbezugs und der fehlenden Information über die Auszahlungsart eine Unschärfe in der Stundenlohnberechnung induziert. In der folgenden Untersuchung nehmen wir zur Vereinfachung an, dass alle Arbeitnehmerinnen und Arbeitnehmer Sonderzahlungen gleichmäßig über alle Monate erhalten. Abbildung 7.3 vergleicht vertragliche Stundenlöhne mit und ohne Sonderzahlungen anhand von Pen's Paraden für die ersten 40 Stundenlohnperzentile für die verfügbaren Jahre nach der Mindestlohneinführung. Der Schnittpunkt der Pen's Paraden mit der horizontalen Linie bei 8,50 Euro stellt den Grad der Mindestlohnunterschreitungen dar. Die jährlichen Schnittpunkte verschieben sich für beide Jahre mit der Hinzunahme der Sonderzahlungen nicht. Das bedeutet, dass sich der Anteil Beschäftigter im SOEP, die in den Jahren 2015 und 2016 unterhalb des Mindestlohns verdienten, selbst bei Berücksichtigung aller Sonderzahlungen für die Berechnung des Stundenlohns nicht ändert.

Abbildung 7.3

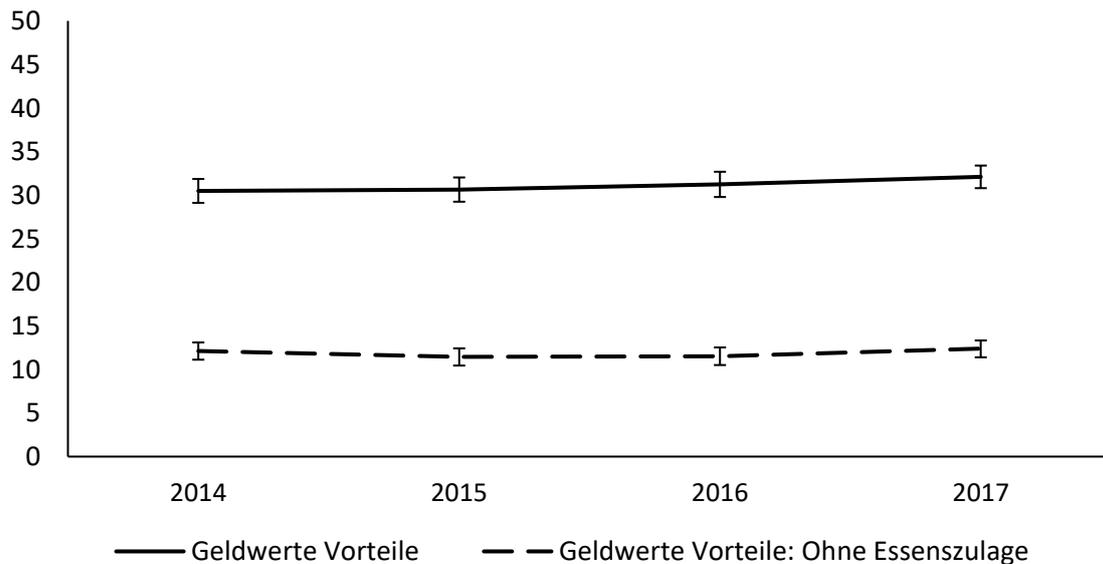
Pen's Paraden der Stundenlöhne mit und ohne Sonderzahlungen
in Euro (y-Achse) pro Stundenlohnperzentil (x-Achse)



Quelle: SOEP.v34. – Anmerkungen: Vertraglicher Stundenlohn. SZ steht für den Einbezug von Sonderzahlungen. Gewichtete Ergebnisse. Basierend auf der Querschnittsstichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3.

Abbildung 7.4

Anteil Beschäftigter mit geldwerten Vorteilen nach Jahren
in % (y-Achse) pro Jahr (x-Achse)



Quelle: SOEP.v34. – Anmerkungen: Obere und untere Grenzen beziehen sich auf das 95-Prozent-Konfidenzintervall. Gewichtete Ergebnisse. Basierend auf der Querschnittsstichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3.

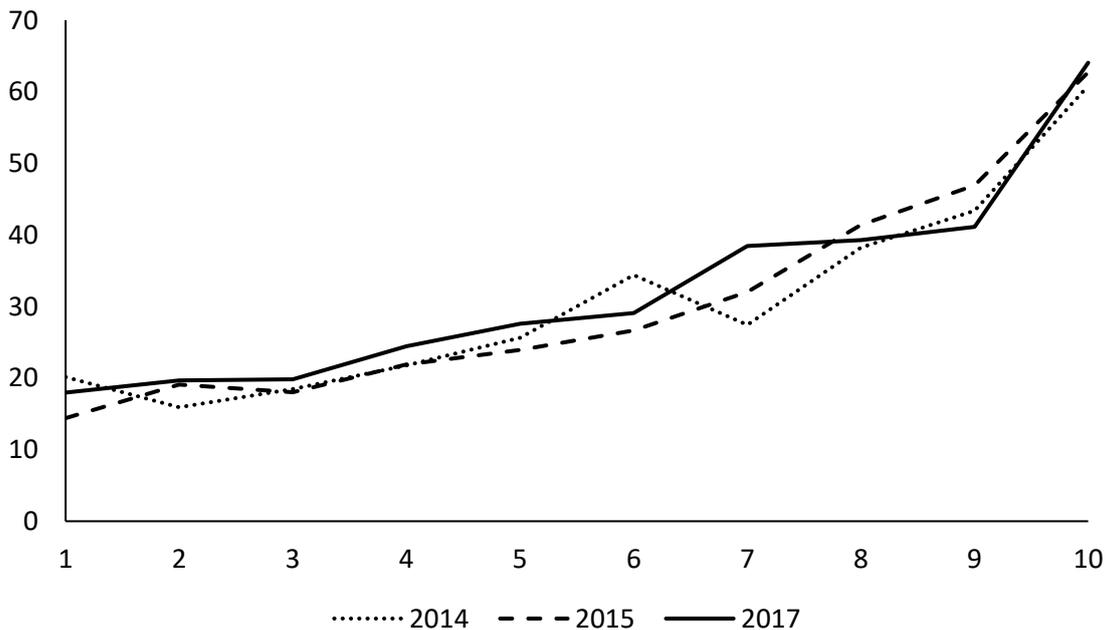
Geldwerte Vorteile

Angaben zu nicht-monetären Arbeitgeberzusatzleistungen, den geldwerten Vorteilen, stehen im SOEP für das jeweilige Befragungsjahr zur Verfügung. Arbeitnehmerinnen und Arbeitnehmer werden gefragt, ob sie vom Betrieb einen Essenzuschuss, einen Firmenwagen, ein Handy, einen Computer/Laptop, zusätzliche Spesen oder weitere Zusatzleistungen erhalten. Der finanzielle Wert dieser Sachleistungen ist nicht ausgewiesen. Die Analyse geldwerter Vorteile zwischen den Jahren 2014 und 2017 erfolgt daher anhand des Anteils an Beschäftigten, die geldwerte Vorteile beziehen. Erhält eine Arbeitnehmerin oder ein Arbeitnehmer eine der aufgelisteten geldwerten Vorteile, geht sie oder er in den Anteil ein.

Abbildung 7.4 stellt den Anteil an Beschäftigten, die geldwerte Vorteile erhalten, über die Jahre 2014 bis 2017 dar. Der Wert steigt minimal im Zeitverlauf von 30 auf 32 Prozent. Des Weiteren weist die Abbildung den entsprechenden Anteil ohne Essenzulage aus. Er ist wesentlich kleiner, was bedeutet, dass die üblichste Form des geldwerten Vorteils die Essenzulage ist.⁵⁷ Auch dieser Anteil ändert sich vom Jahr 2014 bis zum Jahr 2017 wenig und liegt über alle Jahre bei etwa 12 Prozent. Die 95-Prozent-Konfidenzbänder zeigen auf, dass beide Anteile im Zeitverlauf stagnieren. Zusammen mit den Ergebnissen der Sonderzahlungen zeigen diese Auswertungen, dass es in der Gesamtbetrachtung zu keiner Reduktion der Arbeitgeberzusatzleistungen durch Einführung und Erhöhung des Mindestlohns gekommen ist.

Abbildung 7.5

Anteil Beschäftigter mit geldwerten Vorteilen nach Jahren pro Stundenlohndezil
in % (y-Achse) pro Stundenlohndezil (x-Achse)



Quellen: SOEP.v34. Vertraglicher Stundenlohn. Gewichtete Ergebnisse. Basierend auf der Querschnittsstichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3.

⁵⁷ Anhangabbildung A 7.1 zeigt die Entwicklung jeder Form der im SOEP erfassten geldwerten Vorteile. Auch hier sind keine substantiellen Veränderungen über die Zeit zu beobachten.

Analog zu den Sonderzahlungen werden Veränderungen in Bezügen geldwerter Vorteile für verschiedene Lohngruppen über die Zeit untersucht. Abbildung 7.5 weist somit den Anteil Beschäftigter, die geldwerte Vorteile erhalten, anhand von Pen's Paraden nach Stundenlohndezilen für die Jahre 2014, 2015 und 2017 aus. Auch hier zeigt sich: je höher der Stundenlohn, desto höher der Anteil an Arbeitgeberzusatzleistungen. Im Jahr 2014 beträgt der Anteil im ersten Stundenlohndezil 20 Prozent. Dieser Wert sinkt im Jahr 2015 auf 14 Prozent und kehrt im Jahr 2017 nahe zum Ausgangswert auf 18 Prozent zurück. Auch für das 6. Stundenlohndezil fällt der Anteil im Zeitverlauf etwas. Für alle anderen Stundenlohnbereiche sind leichte Zuwächse über die Zeit zu erkennen. Die Veränderungen über die Zeit sind für alle Stundenlohndezile sehr klein. Dies erklärt die Stagnation im Anteil an Beschäftigten, die geldwerte Vorteile beziehen, zwischen den Jahren 2014 und 2017.

Zusammenfassung

Die deskriptiven Analysen der Mindestlohnwirkungen auf Sonderzahlungen und geldwerte Vorteile zeigen auf, dass es mit Einführung und Erhöhung des Mindestlohns zu keiner allgemeinen Reduktion der Arbeitgeberzusatzleistungen gekommen ist. Auch wenn es auf Betriebsseite Anreize für eine Reduktion gibt, sind Sonderzahlungen und geldwerten Vorteile im Durchschnitt und über die Stundenlohnbereiche im Zeitverlauf relativ konstant geblieben.

8. Zufriedenheit, Motivation, gesellschaftliche Teilhabe

Die qualitative Studie von Koch et al. (2018) hat Hinweise geliefert, dass die Einführung des Mindestlohns Auswirkungen auf die Arbeitszufriedenheit und die Zufriedenheit mit der Entlohnung hat. So kann sich für vom Mindestlohn direkt betroffene Beschäftigte aus der Lohnerhöhung eine Steigerung der Zufriedenheit mit dem eigenen Einkommen ergeben haben. Dies finden z.B. Bossler/Broszeit (2017), Pusch/Rehm (2017) oder Güral/Ayaita (2019). Ob sich positive Effekte auf die Zufriedenheit mit der Arbeit und der Gesundheit sowie auf die Lebenszufriedenheit allgemein ergeben, hängt entscheidend davon ab, wie sich das Arbeitsumfeld verändert. Nehmen Stress und (psychischer) Druck zu, so ist in diesen Bereichen ein negativer Effekt zu erwarten. In Koch et al. (2018) konnten die Autoren bei den von ihnen befragten Beschäftigten eine Zunahme der Arbeitsbelastungen feststellen. Diese negativen Entwicklungen können sich auch auf weitere Bereiche wie etwa das Empfinden von Angst und Sorgen (etwa was die Sicherheit des Arbeitsplatzes angeht) ausgedehnt haben. Somit sind Auswirkungen auf die gesellschaftliche Teilhabe, verstanden als die Gewährleistung gleicher Verwirklichungschancen, denkbar.⁵⁸ Die Teilnahme an Weiterbildungsmaßnahmen kann ein Mittel sein, um Veränderungen im Arbeitsumfeld zu begegnen und die Chancen auf den Erhalt des Arbeitsplatzes zu erhöhen. In diesem Zusammenhang kann die Weiterbildungsbeteiligung als Ausdruck eines Aspekts gesellschaftlicher Teilhabe gesehen werden. Was die Entwicklung des Angebots von und der Teilnahme an Weiterbildungsmaßnahmen angeht, zeigt sich bei Koch et al. (2018) allerdings kein eindeutiger Zusammenhang mit dem Mindestlohn.

Bei Beschäftigten, deren Stundenlohn vor Einführung des Mindestlohns bereits (knapp) über 8,50 Euro lag, zeigten sich hingegen negative Auswirkungen. Diese Beschäftigten waren selbst nicht vom Mindestlohn betroffen, erlebten aber, wie Kolleginnen und Kollegen aufgrund der Mindestlohneinführung eine Lohnerhöhung erfuhren, während sich ihr eigener Lohn nicht erhöhte. Solch eine Situation kann sich nicht nur negativ auf die Zufriedenheit mit der Arbeit oder mit dem eigenen Einkommen auswirken, sondern auch auf die allgemeine Lebenszufriedenheit. Darüber hinaus kann es auch negative Auswirkungen auf die (Arbeits-)Motivation geben. Aus methodischer Sicht bedeutet dies, dass ein Vergleich von Personen, die vor der Einführung des gesetzlichen Mindestlohns unterhalb bzw. oberhalb des Mindestlohns entlohnt wurden, nicht sinnvoll ist. Daher wird bei den folgenden Analysen auf den regionalen Ansatz zurückgegriffen.

Vor diesem Hintergrund werden im folgenden Abschnitt zunächst verschiedene Aspekte der Zufriedenheit, wie etwa die Zufriedenheit mit der Arbeit, der eigenen Gesundheit oder dem Einkommen, untersucht. Eine Ursache für niedrige bzw. sinkende Zufriedenheit kann das Empfinden von Sorgen sein. Deshalb werden anschließend Angaben zu Sorgen um die eigene wirtschaftliche Situation, die Gesundheit oder die Sicherheit des Arbeitsplatzes betrachtet. Diese Sorgen wiederum können sich daraus speisen, dass Veränderungen bzw. Neuerungen am Arbeitsplatz als bedrohlich erlebt werden, oder dass die Arbeitsintensität und damit der Zeitdruck zunehmen. Auf diese – von außen auf die Befragten einwirkenden – Faktoren wird im Anschluss eingegangen, bevor abschließend betrachtet wird, wie die Befragten diesen Änderungen durch Beteiligung an Weiterbildungsmaßnahmen begegnen.

8.1 Deskriptive Befunde

Um diese Aspekte quantitativ zu untersuchen, wird wiederum das SOEP herangezogen, da es eine Vielzahl von Variablen im Bereich Zufriedenheit, Motivation und gesellschaftliche Teilhabe enthält. Diese reichen von verschiedenen Zufriedenheitsmaßen, Angaben zu Gefühlen und Sorgen bis hin zur Weiterbildungsbeteiligung. Außerdem sind Angaben dazu enthalten, wie die Arbeitsintensität einge-

⁵⁸ Eine genauere Definition des Begriffs der gesellschaftlichen Teilhabe findet sich in Abschnitt 1.2.

schätzt wird und wie Neuerungen am Arbeitsplatz bewertet werden. Dies können ebenfalls Indikatoren für das Erleben von Stress und psychischem Druck oder die Angst vor einem Arbeitsplatzverlust sein, die wiederum einen negativen Einfluss auf die Zufriedenheit haben können.

Zunächst werden deskriptive Befunde gezeigt, welche die Entwicklung der genannten Variablen zu Zufriedenheit, Motivation und Teilhabe im Zeitablauf seit dem Jahr 2014 darstellen. Dabei wird als Datenbasis das gleiche Sample verwendet wie bei den Querschnittsvergleichen in Kapitel 3, um eine Vergleichbarkeit herzustellen.

Um den Bezug zum Mindestlohn herzustellen, wird eine Unterscheidung nach der regionalen Eingriffsintensität des Mindestlohns vorgenommen. Dabei wird zwischen drei Gruppen mit hohem, mittlerem und niedrigem Kaitz-Index unterschieden. Je höher der Kaitz-Index ist, desto kleiner ist der Abstand zwischen dem Mindestlohn und dem regionalen Medianlohn. In Regionen mit einem hohen Kaitz-Index ist also ein größerer Anteil der Bevölkerung direkt vom Mindestlohn betroffen oder kennt Personen, die selbst vom Mindestlohn betroffen sind. Weil in diesen Regionen der Mindestlohn sichtbarer ist, kann angenommen werden, dass dessen Einführung hier auch deutlichere Auswirkungen auf die Zufriedenheit der Bevölkerung hat. Der Anteil der Bevölkerung, der selbst vom Mindestlohn profitiert, kann dadurch positive Auswirkungen auf die eigene Zufriedenheit erfahren, während der Anteil, der nicht selbst betroffen ist, eventuell Neid empfindet und somit negative Auswirkungen auf die Zufriedenheit erlebt. Um dieser Hypothese zunächst deskriptiv nachzugehen, werden die nachfolgenden Ergebnisse getrennt für Regionen mit hohem, mittlerem und niedrigem Kaitz-Index dargestellt. Die Definition der Gruppen ergibt sich aus Abschnitt 5.2.2.⁵⁹ Bei den folgenden Darstellungen werden lediglich die Variablen ausführlicher besprochen, bei denen es Unterschiede zwischen den Kaitz-Gruppen gibt bzw. bei denen die Fallzahlen für eine Analyse ausreichen.

Im SOEP wird nicht nur nach der allgemeinen gegenwärtigen Zufriedenheit gefragt, sondern auch nach der Zufriedenheit mit der Arbeit und der Gesundheit sowie mit dem persönlichen Einkommen und dem Haushaltseinkommen. Die Entwicklung der allgemeinen Zufriedenheit unterscheidet sich zwischen den drei Kaitz-Gruppen kaum (vgl. Anhangabbildung A 8.1.1 Panel a). Von 2014 bis 2016 stieg sie an, zwischen 2016 und 2017 folgte ein leichter Rückgang. Die höchsten Zufriedenheitswerte wurden in der Gruppe mit niedrigem Kaitz-Wert erreicht, während in der Gruppe mit hohem Kaitz-Wert die niedrigsten Zufriedenheitswerte erreicht wurden. Ein solch gleichförmiger Verlauf ist bei den weiteren Zufriedenheitsmaßen nicht zu erkennen. Während der Mittelwert der Arbeitszufriedenheit in der Gruppe mit hohen Kaitz-Werten schwankte und in der Tendenz abgenommen hat, ist er in der Gruppe mit mittleren Kaitz-Werten gestiegen bzw. ist in der Gruppe mit niedrigen Kaitz-Werten bis 2016 gestiegen und danach leicht abgesunken (vgl. Anhangabbildung A 8.1.1 Panel b). Interessanterweise näherten sich die Werte der Arbeitszufriedenheit der drei Gruppen im Zeitablauf im Mittel einander an.

In Bezug auf die Zufriedenheit mit der eigenen Gesundheit unterscheidet sich der Verlauf in der Gruppe mit niedrigen Kaitz-Werten deutlich von den anderen beiden Gruppen, die sich nahezu gleichen (vgl. Anhangabbildung A 8.1.1 Panel c). In der Gruppe mit niedrigen Kaitz-Werten kam es im Zeitablauf zu einem Anstieg der Zufriedenheit mit der Gesundheit, während in den anderen beiden Gruppen eine Verringerung zu beobachten war.

Die Zufriedenheit mit dem persönlichen Einkommen entwickelte sich in den drei Kaitz-Gruppen tendenziell ähnlich, wobei es in der Gruppe mit einem hohen Kaitz-Wert zwischen 2016 und 2017 zu einer

⁵⁹ Eine Gruppierung in Personen oberhalb und unterhalb der Mindestlohnschwelle ist für die Untersuchungen in diesem Kapitel nicht sinnvoll. Da, wie von IAW et al. (2018) gezeigt, Personen mit einem Stundenlohn knapp oberhalb des Mindestlohns in ihrer Zufriedenheit negativ vom Mindestlohn beeinflusst werden könnten, bilden diese Personen keine geeignete Vergleichsgruppe von Personen, die vom Mindestlohn nicht betroffen sind.

Verringerung der Zufriedenheit kam (vgl. Anhangabbildung A 8.1.1 Panel d). Dadurch lag der Wert dieser Gruppe am Ende des Beobachtungszeitraums deutlich unter dem der anderen beiden Gruppen. Ein ähnliches Bild ergibt sich auch, wenn statt der Zufriedenheit mit dem persönlichen Einkommen die Zufriedenheit mit dem Haushaltseinkommen betrachtet wird (vgl. Anhangabbildung A 8.1.1 Panel e). Ob die dargestellten Unterschiede in den verschiedenen Zufriedenheitsmaßen zwischen den drei Kaitz-Gruppen kausal durch den Mindestlohn zu erklären sind, wird in Abschnitt 8.2 näher untersucht.

Neben den verschiedenen Zufriedenheitsmaßen wird im SOEP auch erhoben, ob sich die Befragten Sorgen um die wirtschaftliche Entwicklung, ihre eigene wirtschaftliche Situation, ihre Gesundheit und um einen sicheren Arbeitsplatz machen. Die Antworten auf diese Fragen zeigten weder im Zeitablauf noch zwischen den drei Kaitz-Gruppen im Mittel große Unterschiede, sodass auf eine detailliertere Betrachtung verzichtet wird. Ebenso verhält es sich mit der Angabe der Häufigkeit des Auftretens von Ärger, Angst, Glück und Trauer in den vier Wochen vor der Befragung.

Veränderungen der Arbeitsintensität und das Empfinden von Eile und Zeitdruck können sich sowohl auf die Arbeitszufriedenheit als auch auf den Gesundheitszustand und die Zufriedenheit mit der eigenen Gesundheit auswirken. Was die Entwicklung der Arbeitsintensität im Vergleich zum Vorjahr sowie das Empfinden von Eile und Zeitdruck in den vier Wochen vor der Befragung angeht, so sind kaum Unterschiede zwischen den drei Kaitz-Gruppen festzustellen, weshalb eine genauere Darstellung unterbleibt. Auch der Anteil der Befragten, der angibt, dass es im Vorjahr zu Ausstattungsneuerungen am Arbeitsplatz gekommen ist, unterscheidet sich zwischen den drei Kaitz-Gruppen nur geringfügig. Zusätzlich zu den Ausstattungsneuerungen wird im SOEP auch erhoben, wie die Befragten die Wirkungen dieser Neuerungen auf das Gesundheitsrisiko, die Arbeitsproduktivität, die Anforderungen an die Qualifikation und die Arbeitsleistung sowie das Risiko eines Arbeitsplatzverlustes, also wichtige Aspekte der Teilhabe, bewerten. Diese Angaben können aber aufgrund von zum Teil sehr geringen Fallzahlen nicht weiter ausgewertet werden. So gaben im Jahr 2017 beispielsweise nur 4 (6) Beschäftigte in einer Region mit niedrigem (mittlerem) Kaitz-Wert an, dass sie glauben, die Neuerungen am Arbeitsplatz bewirkten in der Zukunft ein Absinken der Anforderungen an die Qualifikation.

Knapp ein Drittel aller Befragten, für die eine gültige Antwort vorliegt, gaben an, im Vorjahr an einer Weiterbildung teilgenommen zu haben. Dieser Wert unterscheidet sich zwischen den drei Kaitz-Gruppen kaum und ist zwischen 2014 und 2016 abgesunken, während er im Anschluss leicht anstieg (vgl. Anhangabbildung A 8.1.2 Panel a). Ein deutlicherer Unterschied ist hingegen zu beobachten, wenn nach der Anzahl der Weiterbildungsmaßnahmen gefragt wird (vgl. Anhangabbildung A 8.1.2 Panel b). Während diese Anzahl in den Gruppen mit einem mittleren und einem hohen Kaitz-Wert nach einem anfänglichen Rückgang angestiegen ist, änderte sich die Anzahl in der Gruppe mit einem niedrigen Kaitz-Wert insgesamt zwischen 2014 und 2017 kaum. Die Zunahme der Anzahl an besuchten Weiterbildungen fiel in der Gruppe mit dem hohen Kaitz-Wert am größten aus. Ob sich hier Effekte des Mindestlohns niederschlagen hat, wird im weiteren Verlauf dieses Kapitels untersucht werden.

8.2 Schätzergebnisse und Robustheitsanalysen

Der in Abschnitt 5.2.1 beschriebenen Methodik folgend wird nun der Effekt der Mindestlohneinführung auf die bereits deskriptiv beschriebenen Maße geschätzt. Dabei könnten Endogenitätsprobleme auftreten, wenn die Befragten aufgrund ihrer Zufriedenheit ihre Zugehörigkeit zu einer bestimmten Region verändern (also umziehen). In Abschnitt 5.2.1 wurde bereits erläutert, dass dies für die hier vorgestellten Analysen problematisch sein kann. Allerdings zeigten die Robustheitsanalysen in Abschnitt 5.2.3, dass diese Problematik zwar vorhanden ist, aber keine Auswirkungen auf die Ergebnisse hinsichtlich der Effekte des Mindestlohns auf die Arbeitszeit hat. Somit kann davon ausgegangen werden, dass sich auch bei den folgenden Analysen keine Auswirkungen auf die Effekte des Mindestlohns ergeben.

Was die Auswirkung der Einführung des Mindestlohns auf die allgemeine Lebenszufriedenheit angeht, so sind keine signifikanten Effekte beobachtbar (vgl. Anhangtabelle A 8.2.1). Dies ist auch bei der Zufriedenheit mit der Arbeit und mit dem Haushaltseinkommen der Fall (vgl. Anhangtabellen A 8.2.2 und A 8.2.3). Es zeigt sich jedoch im Jahr 2017 ein geringer negativer Effekt auf die Lebenszufriedenheit, der auch auf dem 5-Prozent-Niveau statistisch signifikant ist (vgl. Anhangtabelle A 8.2.1).

Tabelle 8.2.1

Mindestlohneffekte auf die allgemeine Lebenszufriedenheit nach Quintilen der Verteilung des Bruttomonatslohns

	1	2	3	4	5
Konstante	8,60*** (0,29)	8,04*** (0,25)	7,86*** (0,27)	7,55*** (0,32)	7,30*** (0,44)
Jahre 2015 / 2016	-0,36* (0,21)	0,31 (0,19)	0,35 (0,21)	0,45** (0,22)	0,29 (0,19)
Jahr 2017	-0,11 (0,26)	0,43* (0,25)	0,43* (0,25)	0,38 (0,24)	0,53** (0,25)
Kaitz	-1,12*** (0,35)	-0,24 (0,31)	0,62* (0,35)	0,40 (0,36)	-0,01 (0,36)
DiD 2015 / 2016	0,82** (0,33)	-0,26 (0,29)	-0,36 (0,33)	-0,46 (0,35)	-0,21 (0,31)
DiD 2017	0,37 (0,40)	-0,48 (0,37)	-0,57 (0,39)	-0,58 (0,38)	-0,75* (0,41)
Soziodemografische Informationen	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
Beschäftigungscharakteristika	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
Veränderung in Beschäftigung	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
Gesundheits-Dummies	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
Beobachtungen	6.408	7.034	5.478	6.152	6.334
R ²	0,18	0,17	0,21	0,24	0,21

Quelle: SOEP.v34, Erhebungsjahre 2013-2017. – Anmerkungen: DiD-Regression mit Random-Effekten. Robuste Standardfehler in Klammern, auf Personenebene geclustert mit * $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$. Es werden keine Hochrechnungsfaktoren genutzt. Die Referenzgruppe 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 und berichtet keinen Arbeitsplatzwechsel. Basierend auf der Längsschnittstichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3. DiD steht hierbei für den Effekt durch die Mindestlohneinführung bzw. -erhöhung.

Diese Ergebnisse bedürfen einer eingehenderen Analyse, weshalb auf Quintilsregressionen zurückgegriffen wird. Tabelle 8.2.1 zeigt die Ergebnisse, wenn die Regression für jedes Quintil der Bruttomonatslohnverteilung getrennt durchgeführt wird. Wie zu erwarten, findet sich im untersten Quintil, also in dem Bereich der Lohnverteilung, in dem sich die Beschäftigten befinden, die die stärksten Lohnerhöhungen durch den Mindestlohn erfahren, ein signifikant positiver Effekt der Mindestlohneinführung auf die Lebenszufriedenheit. Die Effektstärke von 0,82 Prozent erscheint zunächst sehr gering. Wird aber berücksichtigt, dass die Eingriffsintensität des Mindestlohns gemessen anhand des Kaitz-Index zwischen 45 und 85 Prozent beträgt und eine Standardabweichung von 9,2 Prozentpunkten besitzt, so besagt das Ergebnis, dass die allgemeine Lebenszufriedenheit auf einer Skala von 0 bis 10 um etwa 0,08 Punkte im Mittel ansteigt, wenn der Kaitz-Index um eine Standardabweichung steigt. Der DiD-Koeffizient für Jahre ab 2015, der die Auswirkungen der Mindestlohneinführung erfasst, ist im zweiten bis fünften Quantil negativ, jedoch nicht signifikant verschieden von Null. Die getrennte Schätzung

nach Quintilen deutet also darauf hin, dass der Mindestlohn bei den betroffenen Personen die Lebenszufriedenheit erhöhte, während die Lebenszufriedenheit nicht betroffener Personen überwiegend gleichbleibt (mit schwachen Hinweisen auf einen Rückgang der Lebenszufriedenheit).

Auch für die Zufriedenheit mit der Arbeit ergibt die nach Quintilen getrennte Untersuchung der Effekte des Mindestlohns interessante Ergebnisse. Wie Tabelle 8.2.2 zeigt, hatte die Einführung des Mindestlohns einen signifikant negativen Effekt auf Personen im dritten Quintil der Lohnverteilung. Dies sind vor allem diejenigen, deren Stundenlohn knapp oberhalb des Mindestlohns lag mit einem mittleren Bruttolohn in Höhe von 2.526 Euro. Für die Zufriedenheit mit der Arbeit im Jahr 2017 im Vergleich zu einem Zustand ohne Mindestlohn gilt dies sogar bei den oberen drei Quintilen. Somit zeigt sich, dass Beschäftigte, die selbst nicht vom Mindestlohn profitierten, aber vermutlich mitbekommen haben, dass Kolleginnen und Kollegen im Zuge der Einführung des Mindestlohns eine Lohnerhöhung erfahren haben, einen signifikant negativen Effekt auf die Zufriedenheit mit ihrer Arbeit aufweisen.

Im Gegensatz zu den bisher betrachteten Zufriedenheitsvariablen ergibt sich bei der Zufriedenheit mit dem persönlichen Einkommen in der Regression ohne Kontrollvariablen ein signifikant positiver Effekt der Mindestlohneinführung, der auch nach dem Hinzufügen einiger Kontrollvariablen bestehen bleibt. Nach Hinzufügen von Gesundheitsvariablen und Informationen zu Jobwechseln sowie in der Regression mit fixen Effekten wird der DiD-Koeffizient jedoch insignifikant (vgl. Anhangtabelle A 8.2.4).

Tabelle 8.2.2

Mindestlohneffekte auf die Zufriedenheit mit der Arbeit nach Quintilen der Verteilung des Bruttomonatslohns

	1	2	3	4	5
Konstante	7,39*** (0,40)	7,49*** (0,35)	6,68*** (0,37)	7,24*** (0,47)	7,33*** (1,58)
Jahre 2015/2016	-0,21 (0,31)	-0,12 (0,28)	0,64** (0,28)	-0,06 (0,28)	0,27 (0,26)
Jahr 2017	-0,09 (0,39)	0,07 (0,35)	0,74** (0,36)	0,42 (0,35)	0,58* (0,33)
Kaitz	-0,27 (0,46)	-0,24 (0,43)	1,09** (0,45)	0,87* (0,45)	0,63 (0,44)
DiD 2015/2016	0,40 (0,49)	0,23 (0,42)	-0,96** (0,44)	0,06 (0,44)	-0,44 (0,42)
DiD 2017	0,04 (0,59)	-0,11 (0,51)	-1,29** (0,55)	-0,94* (0,55)	-1,14** (0,54)
Soziodemografische Informationen	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
Beschäftigungscharakteristika	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
Veränderung in Beschäftigung	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
Gesundheits-Dummies	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
Beobachtungen	6.269	7.013	5.471	6.142	6.331
R ²	0,06	0,10	0,11	0,13	0,10

Quelle: SOEP.v34, Erhebungsjahre 2013-2017. – Anmerkungen: DiD-Regression mit Random-Effekten. Robuste Standardfehler in Klammern, auf Personenebene geclustert mit * $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$. Es werden keine Hochrechnungsfaktoren genutzt. Die Referenzgruppe 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 und berichtet keinen Arbeitsplatzwechsel. Basierend auf der Längsschnittstichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3. DiD steht hierbei für den Effekt durch die Mindestlohneinführung bzw. -erhöhung.

Was die Zufriedenheit mit dem persönlichen Einkommen im Jahr 2017 im Vergleich zu einer Situation ohne Mindestlohn angeht, so zeigt sich nur noch für das unterste Quintil ein signifikant positiver Effekt, während sich für das zweitunterste Quintil ein signifikant negativer Effekt ergibt (siehe Anhangtabelle A 8.2.5). Beschäftigte im untersten Bereich der Lohnverteilung, die also am ehesten vom Mindestlohn betroffen waren, haben somit selbst eine für sich genommen kleine Erhöhung des Mindestlohns um 34 Cent als positiv für ihr Einkommen erlebt. Beschäftigte, die selbst vielleicht gerade nicht mehr von der Mindestlohnerhöhung betroffen waren, sich also im zweituntersten Quintil der Lohnverteilung befinden, erlebten es vermutlich als negativ, dass ihnen gerade diese, wenn auch geringe, Lohnerhöhung nicht zugutegekommen ist. Auf die Zufriedenheit mit dem Haushaltseinkommen können dagegen in keiner der Spezifikationen signifikante Effekte durch die Einführung oder Erhöhung des Mindestlohns gefunden werden. Dies könnte bedeuten, dass der Mindestlohn im Haushaltskontext deutlich geringere Auswirkungen hatte als auf individueller Ebene, weil evtl. die Einkommen eher betroffen sind, die einen kleineren Anteil zum Gesamteinkommen des Haushalts beitragen.

Um die Schätzergebnisse auf ihre Robustheit zu prüfen, wird hier, wie in Kapitel 5.2, eine Schätzung unter Einbeziehung von fixen Effekten durchgeführt. Somit werden individuelle Eigenschaften, die sich nicht mit der Zeit ändern, erfasst, wie bspw. Ehrgeiz, Intelligenz, Bedürfnisse nach Freizeitausgleich oder Karrierestreben. Dadurch ändern sich die Ergebnisse allerdings kaum. Lediglich beim Effekt der Mindestlohneinführung auf die Zufriedenheit mit dem persönlichen Einkommen geht die Signifikanz verloren (vgl. Anhangtabelle A 8.2.4).

Aus der deskriptiven Analyse ließen sich bereits kaum Hinweise darauf ableiten, dass die Einführung des Mindestlohns im Bereich der Motivation und gesellschaftlichen Teilhabe signifikante Effekte aufweisen würde. Dies bestätigt sich durch eine Regressionsanalyse der Anzahl an besuchten Weiterbildungsmaßnahmen. In keiner der Spezifikationen lässt sich ein signifikanter Effekt der Mindestlohneinführung auf die Weiterbildungsbeteiligung feststellen (vgl. Anhangtabelle A 8.2.6).

Zusammenfassend zeigt die Betrachtung der verschiedenen Zufriedenheitsvariablen also zum einen, dass sich die Auswirkungen des Mindestlohns auf die Zufriedenheit wie erwartet auf Personen in den unteren Bereichen der Lohnverteilung konzentrieren, also auf Personen, die vermutlich selbst eher vom Mindestlohn betroffen sind. Zum anderen kann der qualitative Befund von Koch et al. (2018) zum Teil quantitativ untermauert werden: Während sich für Personen im untersten Quintil positive Effekte feststellen lassen, zeigen sich für Personen im zweituntersten Quintil, also für Personen, die gerade nicht mehr von der Mindestlohneinführung bzw. -erhöhung profitieren, negative Effekte. In Übereinstimmung mit den in diesem Bericht bisher vorgestellten Ergebnissen lassen sich auch bei der Betrachtung der Zufriedenheitsvariablen im Jahr 2017 im Vergleich zu einer Situation ohne Mindestlohn kaum signifikante Effekte finden. Was die verschiedenen Aspekte der Teilhabe, wie Ängste und Sorgen, Erleben von Stress und psychischem Druck oder die Weiterbildungsbeteiligung angeht, so ist die Fallzahl meist zu klein, um quantitative Aussagen über die Auswirkung der Einführung des Mindestlohns zu machen. Eine quantitative Analyse ist lediglich für die Weiterbildungsbeteiligung möglich. Allerdings zeigen sich hier keine signifikanten Effekte der Mindestlohneinführung.

TEIL E: Zusammenfassung

9. Zusammenfassung

Die vorliegende Studie liefert deskriptive und kausale Evidenz in Bezug auf die Zielgrößen Stundenlöhne, Monatslöhne, Arbeitszeiten, Lohnmobilität, Sonderzahlungen und geldwerte Vorteile sowie Zufriedenheit und soziale Teilhabe. Zudem werden die beiden Datensätze SOEP und VSE/VE hinsichtlich Stundenlöhnen, Monatslöhnen und Arbeitszeiten miteinander verglichen und möglichen Gründen für Differenzen zwischen den aus den Datensätzen generierten Ergebnissen nachgegangen. Die Kausalanalysen können aufgrund der Beschaffenheit der Datensätze jedoch nur mit Hilfe der SOEP-Daten durchgeführt werden.

Die **Ergebnisse der Studie** lassen sich wie folgt zusammenfassen. Die deskriptive Evidenz für die Stundenlöhne zeigt positives Lohnwachstum sowohl für das SOEP als auch für die VSE/VE über den Zeitraum von 2014 bis 2017. Dieses beruht in den beiden Datensätzen jedoch auf verschiedenen Lohnbereichen. Im SOEP weist der untere Stundenlohnbereich ein schwächeres Lohnwachstum auf als in der VSE/VE. Der Querschnittvergleich der Monatslöhne des SOEP und der VSE/VE über die Jahre 2014 bis 2017 weist ebenfalls auf deutliche Unterschiede zwischen den Datensätzen hin. So wächst im SOEP der durchschnittliche Monatslohn im Zeitverlauf, während er in der VSE/VE stagniert. Im unteren Stundenlohnbereich hingegen zeigt sich – wie beim Stundenlohnvergleich – im SOEP ein schwächeres Monatslohnwachstum als in der VSE/VE. Zudem gibt es in der VSE/VE Hinweise für eine Lohnkompression, da sich niedrige und hohe Monatslöhne aufeinander zubewegen.

Die Kausalanalysen zum Stundenlohn zeigen Evidenz für einen positiven Effekt der Einführung des Mindestlohns auf das Lohnwachstum der vertraglichen Stundenlöhne, der statistisch signifikant, aber von der Größenordnung her relativ gering ausfällt. Dieser Effekt auf den Stundenlohn steigt vom Jahr 2016 auf das Jahr 2017, dem Jahr der ersten Mindestlohnerhöhung, an. Dies kann auf eine Kombination von zwei sich überlagernden Faktoren zurückgeführt werden: den verzögerten Lohneffekten der Mindestlohneinführung sowie den Lohneffekten der Mindestlohnerhöhung im Jahr 2017. Untersuchungen für verschiedene Untergruppen von Beschäftigten zeigen, dass der Effekt auf das Lohnwachstum für Frauen, Ostdeutsche und Vollzeitbeschäftigte am stärksten ausgeprägt ist. Für die tatsächlichen Stundenlöhne ist ein statistisch signifikanter und vom Betrag her relativ größerer Effekt erst vom Jahr 2016 auf das Jahr 2017 zu beobachten. Für den Monatslohn zeigen die kausalen Analysen hingegen, dass die Einführung und Erhöhung des Mindestlohns keine Auswirkungen hatten, auch für Untergruppen der Beschäftigten nicht.

Hinsichtlich der Arbeitszeit ist festzustellen, dass die deskriptive Evidenz wenig Hinweise darauf liefert, dass der Mindestlohn starke Effekte hatte. So findet nur eine minimale Annäherung der Regionen mit unterschiedlicher Betroffenheit durch den Mindestlohn (Kaitz-Gruppen) hinsichtlich der durchschnittlichen Arbeitszeiten statt, die im Jahr 2015 ihren Anfang nimmt. Die Kausalanalysen zur Arbeitszeit zeigen jedoch, dass der Mindestlohn negative Auswirkungen sowohl auf die vertraglichen als auch auf die tatsächlichen Arbeitszeiten hat. Tendenziell gehen die tatsächlichen Arbeitszeiten stärker zurück als die vertraglichen, was sich aber über den Gesamtzeitraum (2014-2017) nicht kausal nachweisen lässt. Dieser Rückgang ist in einer Identifikationsstrategie, die die regionale Variation in der Mindestlohnbetroffenheit verwendet, stärker ausgeprägt als in einer Identifikationsstrategie, die die individuelle Variation verwendet. Der Rückgang der Arbeitszeit konzentriert sich auf wenige Beschäftigtengruppen: Er ist stärker für alle Formen der geringfügigen Beschäftigung und Teilzeitbeschäftigung und zeigt sich nur in den unteren 40 Prozent der Verteilung des Monatseinkommens. Mittelfristig und durch die Mindestlohnerhöhung im Jahr 2017 zeigen sich stärker rückläufige Arbeitszeiten durch den Mindestlohn. Ein signifikanter Effekt des Mindestlohns auf die Anzahl der geleisteten Überstunden ist in den Kausalanalysen nicht zu erkennen.

In der Gesamtschau für Löhne und Arbeitszeiten ergibt sich somit folgendes Bild: Der Mindestlohn führte zu einem Anstieg der Stundenlöhne, der quantitativ allerdings relativ gering ausfiel. Dieser Anstieg schlug sich jedoch nicht in erhöhten Monatslöhnen nieder, weil gleichzeitig die Arbeitszeit zurückging.

Für die Lohnmobilität – also die Wahrscheinlichkeit, von einem bestimmten Segment der Lohnverteilung in ein anderes Segment zu wechseln – zeigt sich nach der Einführung des Mindestlohns ein leichter Rückgang. Dieser ist offenbar vor allem darauf zurückzuführen, dass Beschäftigte, die durch die Einführung des Mindestlohns einen Lohnzuwachs erfahren, eine geringe Wahrscheinlichkeit haben, weiter in der Lohnverteilung aufzusteigen. Dadurch gibt es mehr Personen, die knapp oberhalb des Mindestlohns entlohnt werden, und die insgesamt seltener als vor Einführung des Mindestlohns in eine höhere Lohnklasse aufsteigen.

Die deskriptiven Analysen der Mindestlohnwirkungen auf Sonderzahlungen und geldwerte Vorteile zeigen auf, dass es mit Einführung und Erhöhung des Mindestlohns zu keiner allgemeinen Reduktion der Arbeitgeberzusatzleistungen gekommen ist. Auch wenn es auf Betriebsseite Anreize für eine entsprechende Reduktion gibt, sind Sonderzahlungen und geldwerten Vorteile im Durchschnitt und über die Stundenlohnbereiche im Zeitverlauf relativ konstant geblieben.

Die Analysen zur Zufriedenheit deuten darauf hin, dass der Mindestlohn bei den betroffenen Beschäftigten die allgemeine Lebenszufriedenheit erhöht hat, während die Lebenszufriedenheit nicht betroffener Beschäftigter größtenteils gleichgeblieben ist oder sich teilweise sogar verringert hat. Letzteres ist auch bei der Arbeitszufriedenheit der Fall. Bei der Zufriedenheit mit dem persönlichen Einkommen zeigt sich ein Anstieg im untersten Fünftel der Lohnverteilung und ein Rückgang im zweituntersten Fünftel. Motivation und gesellschaftliche Teilhabe sind durch die Einführung des Mindestlohns unverändert.

Ein **Vergleich der Stundenlöhne in SOEP und VSE/VE** anhand von Dekompositionsmethoden zeigt, dass die Differenzen zwischen den beiden Datenquellen vor allem durch unbeobachtbare Faktoren und weniger durch beobachtbare Charakteristika der Befragten begründet sind. Hierzu zählen Unterschiede in der Erhebungsmethodik und in der Präzision der Erhebungsinstrumente. So erscheinen im SOEP gerundete Werte vor allem bei den Angaben zu den Monatseinkommen stärker ausgeprägt als in der VSE/VE. Der mit Rundungen verbundene Messfehler in den Stundenlöhnen kann dazu führen, dass in den SOEP-Daten Lohnbeobachtungen in einem engen Bereich unterhalb der gesetzlichen Lohnuntergrenze vorkommen, obwohl der tatsächliche Stundenlohn auf dieser Grenze oder darüber liegt. Dies spricht dafür, bei Schätzungen zur Inzidenz der Nichteinhaltung des Mindestlohns ein schmales Band von Beobachtungen unterhalb der Mindestlohnschwelle auszunehmen. Andererseits sind die Rundungseffekte in den anhand der SOEP-Daten ermittelten Stundenlöhnen nicht so stark ausgeprägt, dass sie einen substanziellen Beitrag zur Erklärung der häufig auftretenden Lohnbeobachtungen weit unterhalb der Mindestlohnschwelle leisten könnten.

Die Schätzung eines strukturellen Abweichungsmodells veranschaulicht, dass die beobachteten markanten Unterschiede bei der Inzidenz von Stundenlöhnen unter 8,50 Euro auf systematische Unterschiede zwischen den beiden Datensätzen zurückgehen könnten, die bereits vor Einführung des gesetzlichen Mindestlohns eine Rolle gespielt haben. Sollten diese systematischen Unterschiede auch nach Einführung des Mindestlohns Bestand haben, kann man anhand der SOEP-Daten nicht ohne Weiteres schließen, dass die VE-Daten die Zahl der Lohnbeobachtungen unterhalb des Mindestlohns systematisch untererfassen. Jedoch darf aus den erzielten Ergebnissen ebenfalls nicht ohne Weiteres die Schlussfolgerung gezogen werden, dass die tatsächliche Inzidenz von Stundenlöhnen unterhalb der Mindestlohnschwelle auf Grundlage der im SOEP erfassten Selbstauskünfte von Beschäftigten systematisch überschätzt wird. Beide Schlussfolgerungen beruhen auf starken Annahmen, die in der zur Verfügung stehenden Datenumgebung nicht überprüft werden können. Diese Ambiguität verweist auf

den weiterhin bestehenden Forschungs- und Datenbedarf, um insbesondere verlässlichere Einschätzungen zum Ausmaß der Nichteinhaltung der gesetzlichen Lohnuntergrenze zu erhalten. Solange jedoch Datensätze, die die Verknüpfung von administrativen und Befragungsdaten auf individueller Ebene ermöglichen, nicht vorliegen, verbleibt das SOEP aufgrund seiner Informationsfülle und Längsschnittdimension für die Mindestlohnforschung weiterhin alternativlos in der deutschen Datenlandschaft.

Angesichts dieses Datenvergleichs stellt sich die Frage, inwiefern die in diesem Bericht vorgestellten – deskriptiven und kausalen – Ergebnisse für Löhne und Arbeitszeiten verlässlich interpretiert werden können. Hierbei ergibt sich eine gewisse Unsicherheit, weil die oben diskutierten Ergebnisse zum Vergleich des Stundenlohns zwischen SOEP und VSE/VE es möglich erscheinen lassen, dass beide Datensätze mit potenziell großen Messfehlern behaftet sind. Hinsichtlich der deskriptiven Evidenz werden daher im Bericht – soweit möglich – beide Datensätze nebeneinander gestellt, wodurch sich ein vollständiges Bild der verfügbaren Informationen ergibt. Hinsichtlich der Kausalanalysen, die nur mit dem SOEP durchgeführt werden können, werden zum einen verschiedene Ansätze zur Erfassung der zu evaluierenden Intervention (individuelle Betroffenheit durch den Mindestlohn, regionale Eingriffsintensität des Mindestlohns) verwendet; zum anderen werden verschiedenste Robustheitsanalysen durchgeführt, die unter anderem explizit auf die Kontrolle von Messfehlern ausgerichtet sind. In der Regel ändert sich das Ergebnis der Schätzungen nicht, was den Schluss nahelegt, dass die kausalen Ergebnisse nicht bzw. nur einem in sehr geringem Ausmaß durch das Vorhandensein von Messfehlern beeinflusst werden. Dies lässt sich beispielsweise beim Lohnwachstum darauf zurückführen, dass die Verwendung des Wachstums als abhängige Variable Messfehler im Niveau des Stundenlohns, die über die Zeit konstant bleiben, eliminiert. Zudem zeigen Analysen, die sehr niedrige Stundenlöhne von der Analyse ausschließen, dass die Effektgrößen sogar steigen. Dies lässt sich durch das Vorhandensein eines klassischen Messfehlers, der im Simulationsmodell eine wichtige Rolle spielt, erklären.

10. Offene Forschungsfragen und Ausblick

Vor dem Hintergrund der Ergebnisse des vorliegenden Projektberichts ergibt sich eine Reihe von offenen Forschungsfragen für zukünftige Evaluationen im Bereich der Mindestlohnforschung.

Grundsätzlich können wir anhand der vorliegenden Ergebnisse nur Aussagen darüber treffen, welchen Effekt die Einführung und erste Erhöhung des Mindestlohns gehabt haben. Ob die Ergebnisse auf **zukünftige Erhöhungen des Mindestlohns** übertragen werden können, ist unklar. Das monopsonistische Modell des Arbeitsmarktes (vgl. Bachmann, Frings 2016) weist beispielsweise darauf hin, dass moderate Erhöhungen des Mindestlohns zu keinen Beschäftigungsverlusten führen, stärkere Erhöhungen jedoch durchaus das Potenzial dazu haben. Dies legt die Vermutung nahe, dass die bisherigen Entwicklungen bei den Löhnen und den Arbeitszeiten nicht auf stärkere Erhöhungen des Mindestlohns übertragen werden können.

Einige Fragen werden erst seit Kurzem im SOEP erhoben und bieten dementsprechend ein zukünftiges Analysepotenzial:

- Die 2017 im SOEP neu aufgenommene **direkte Frage nach dem Stundenlohn** kann bei der Untersuchung der tatsächlich vom Mindestlohn Betroffenen und der genaueren Abgrenzung dieser Gruppe dienen. Außerdem kann sie gegebenenfalls Aufschluss darüber geben, wie gut das bisherige Verfahren zur Berechnung der Stundenlöhne ist. Sobald weitere Wellen des SOEP vorliegen, können zu diesem Thema detailliertere Analysen durchgeführt werden.
- Ebenfalls seit 2017 ist im SOEP eine **neue, differenzierte Abfrage zu Nebentätigkeiten** enthalten, die sehr zu begrüßen ist. Eine eingehendere Analyse kann erst mit dem Vorliegen weiterer Wellen sinnvoll vorgenommen werden.
- Ein längerer Zeithorizont ermöglicht es außerdem, **Variablen wie die zu Arbeitspausen oder Überstunden** konsistent auszuwerten, da dann mehr Wellen des SOEP vorliegen, über die die entsprechenden Fragen unverändert gestellt wurden.

Die Ergebnisse zur **Rolle von Messfehlern** in der Bestimmung von Mindestlohnrelevanz und -nichteinhaltung weisen auf zusätzlichen Forschungsbedarf hinsichtlich der Struktur und des Umfangs der Messfehler in den umfragebasierten Arbeitszeit- und Monatslohnangaben des SOEP hin. So beruhen etwa die bisherigen Ergebnisse zu Rundungsergebnissen lediglich auf einem Vergleich relativer Häufigkeiten runder Werte. Ein tatsächliches Rundungsverhalten auf individueller Ebene kann ohne eine direkte Verknüpfung zwischen SOEP und VSE/VE nicht beobachtet werden. Die bevorstehende Verknüpfung zwischen administrativen Daten des IAB und des SOEP werden neue Forschungsansätze ermöglichen. Mit einem solchen Datensatz können die Annahmen des strukturellen Simulationsansatzes, insbesondere die zeitliche Stabilität der bestimmten Messfehlerstruktur, hinterfragt und geprüft werden.

Die Frage der Nichteinhaltung des Mindestlohns kann mit den vorhandenen Daten nicht abschließend geklärt werden, da das SOEP offenbar Messfehlern unterliegt und die VE einer erheblichen Selektionsproblematik. Die Hoffnung besteht, dass die **VSE 2018** hier zusätzliche Erkenntnisse erzielt. Allerdings kann nicht davon ausgegangen werden, dass die VSE2018 die vollständige Realität über Löhne und Arbeitszeiten widerspiegelt. Grund hierfür ist, dass Unternehmen einen Anreiz haben, keine Stundenlöhne unterhalb des Mindestlohns zu berichten. Zudem erfolgt die Datenerfassung über eine Software, die die Unternehmen warnt, wenn sie Löhne in die Buchhaltung eintragen, die unter dem Mindestlohn liegen (Mindestlohnkommission 2018).

Eine **Bereitstellung der Verdiensterhebungen (VE) als scientific use file** wäre eine weitere wünschenswerte Entwicklung der Datenlandschaft. Die VE wären dann wie die VSE 2014 außerhalb der Gastwissenschaftlerarbeitsplätze des Destatis zugänglich. Die jetzige Praxis führt zu häufigen Verzögerungen in der Datenarbeit, sowie Hürden in der Implementierung von Methoden, sofern diese eine Analyse von SOEP und VE in einer gemeinsamen Datenumgebung voraussetzen.

Literaturverzeichnis

- Aaronson, D., E. French, I. Sorkin und T. To (2018), Industry Dynamics and the Minimum Wage: A Putty-Clay Approach. *International Economic Review* 59 (1): 51-84.
- Acemoglu, D. und J.-S. Pischke (2003), Minimum wages and on-the-job-training. *Research in Labor Economics* 22: 159-202.
- Aitken, A., P. Dolton und R. Riley (2018), 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.
- Amlinger, M., R. Bispinck und T. Schulten (2016), Ein Jahr Mindestlohn in Deutschland – Erfahrungen und Perspektiven. WSI-Report 28.
- Angrist, J. und J.-S. Pischke (2009), Mostly Harmless Econometrics: An Empiricist's Companion. Princeton: Princeton University Press.
- 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: 282-315.
- Arulampalam, W., A.L. Booth und M.L. Bryan (2004), Training and the new minimum wage. *The Economic Journal* 114 (494): C87-C94.
- Autor, D., 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 (2020), Occupational Mobility in Europe: Extent, Determinants and Consequences. De Economist, im Erscheinen.
- Bachmann, R., P. Bechara und S. Schaffner (2016), Wage Inequality and Wage Mobility in Europe. *Review of Income and Wealth*, 62(1): 181-197.
- Bachmann, R., W. Dürig, H. Frings, L.S. Höckel und F. Martinez Flores (2017), Minijobs nach Einführung des Mindestlohns – Eine Bestandsaufnahme. *Zeitschrift für Wirtschaftspolitik*, 66 (3): 209-237.
- Bachmann, R. und H. Frings (2017), Monopsonistic competition, low-wage labour markets, and minimum wages – An empirical analysis. *Applied Economics* 49 (51): 5268-5286.
- Bellmann, L., M. Bossler, H.-D. Gerner und O. Hübler (2017), Training and minimum wages: first evidence from the introduction of the minimum wage in Germany. *IZA Journal of Labor Economics* 6 (8): 1:22.
- Black, D.A., M.C. Berger und F.A. Scott (2000), Bounding Parameter Estimates with Nonclassical Measurement Error. *Journal of the American Statistical Association* 95: 739-748.
- Bohachova, O., B. Boockmann und C. Buch (2011), Labor Demand During the Crisis: What Happened in Germany? IZA Discussion Paper #6074. Bonn.
- Bonin, H., I. Ispording, 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, Abschlussbericht. Studie im Auftrag der Mindestlohnkommission. IZA, Evaluation Office Caliendo und DIW, Bonn u.a.
- Bound, J. und A.B. Krueger (1991), The Extent of Measurement Error in Longitudinal Earnings Data: Do Two Wrongs Make a Right? *Journal of Labor Economics* 9 (1): 1-24.
- Bossler, M. und S. Broszeit (2017), Do Minimum Wages Increase Job Satisfaction? Micro-Data Evidence from the New German Minimum Wage. *LABOUR* 4 (1): 1-14.
- Bossler, M. und C. Westermeier (2019), Measurement error, treatment effect dilution, and data aggregation: implications for minimum wage evaluations. mimeo, IAB, Nürnberg.
- Bossler, M., N. Gürtzgen, B. Lochner, U. Betzl, L. Feist und J. Wegmann (2018), Auswirkungen des gesetzlichen Mindestlohns auf Betriebe und Unternehmen. Studie im Auftrag der Mindestlohnkommission. IAB, Nürnberg.

- Brändle, T., und W.D. Heinbach (2013), Opening Clauses in Collective Bargaining Agreements: More Flexibility to Save Jobs? *Review of Economics* 64 (2): 159-192.
- 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.
- Bundesinstitut für Bau-, Stadt- und Raumforschung (BBSR) (2015), Arbeitsmarkregionen. Internet: https://www.bbsr.bund.de/BBSR/DE/Raumb Beobachtung/Raumabgrenzungen/deutschland/regio-nen/AMR/amr_node.html, abgerufen am 15. November 2019.
- Burauel, P., M. Caliendo, A. Fedorets, M.M. Grabka, C. Schröder, J. Schupp und L. Wittbrodt (2017), Mindestlohn noch längst nicht für alle – Zur Entlohnung anspruchsberechtigter Erwerbstätiger vor und nach der Mindestlohnreform aus der Perspektive Beschäftigter. DIW Wochenbericht Nr. 49/2017. Berlin.
- 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 #11246. Bonn.
- Caliendo, M., A. Fedorets, M. Preuss., C. Schröder. and L. Wittbrodt (2018), The Short-Run Employment Effects of the German Minimum Wage Reform. *Labour Economics* 53: 46-62.
- Caliendo M., C. Schröder und L. Wittbrodt (2019), The Causal Effects of the Minimum Wage Introduction in Germany – An Overview. *German Economic Review* 20 (3): 257-292.
- 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. und A.B. Krueger (1994), Minimum Wages and Employment: A Case Study of the New Jersey and Pennsylvania Fast Food Industries. *American Economic Review* 84 (4): 772-793.
- Cardoso, A.R. (2006), Wage mobility: do institutions make a difference? *Labour Economics*, 13 (3): 387-404.
- 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 (2018), The Minimum Wage and the Great Recession: Evidence of Effects on the Employment and Income Trajectories of Low-Skilled Workers. NBER Working Paper #20724.
- Clemens, J., L.B. Kahn und J. Meer (2018), The Minimum Wage, Fringe Benefits, and Worker Welfare, NBER Working Paper #24635.
- de Linde Leonard, M., T.D. 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. (2000), Caught in a trap? Wage mobility in Great Britain: 1975-1994. *Economica* 67 (268): 477-97.
- Dickens, R. und A. Manning (2004), Has the National Minimum Wage reduced UK Wage Inequality? *Journal of the Royal Statistical Society A* 167: 613-626.
- Diehl, E. (Hrsg.) (2017), Teilhabe für alle?! Lebensrealitäten zwischen Diskriminierung und Partizipation. Schriftenreihe Band 10155. Bundeszentrale für Politische Bildung. Bonn.
- 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: 509-534.

- 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.
- Fedorets, A., M.M. Grabka und C. Schröder (2019), Mindestlohn: Nach wie vor erhalten ihn viele anspruchsberechtigte Beschäftigte nicht. DIW Wochenbericht Nr. 28/2019.
- Forschungsdatenzentrum der Statistischen Ämter der Länder, Standort Hessen (FDZ Hessen) (2016), Metadaten zur Verdienststrukturerhebung 2014 EVAS 62111 - Teil I: Erhebung. Internet: www.forschungsdatenzentrum.de, abgerufen am 27. Mai 2019.
- Forschungsdatenzentren der Statistischen Ämter der Länder, Standort Hessen (FDZ Hessen) (2018a), Metadatenreport. Teil I: Allgemeine und methodische Informationen zur Verdiensterhebung 2015 (EVAS-Nummer: 62112) Version 2. Internet: www.forschungsdatenzentrum.de, abgerufen am 27. Mai 2019.
- Forschungsdatenzentren der Statistischen Ämter der Länder, Standort Hessen (FDZ Hessen) (2018b), 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.
- Frentzen, K. und R. Günther (2017), Korrektur des Antwortausfalls in der Verdiensterhebung 2015. *Wirtschaft und Statistik* (2), 24-42.
- Gernandt, J. (2009), Decreasing Wage Mobility in Germany. ZEW Discussion Paper #09-044.
- Gideon, M., B. Helppie-McFall und J.W. Hsu (2017), Heaping at Round Numbers on Financial Questions: The Role of Satisficing. *Survey research methods* 11 (2): 189-214.
- 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.
- Gülal, F. und A. Ayaita (2019), The Impact of Minimum Wages on Well-Being: Evidence from a Quasi-Experiment in Germany. *Journal of Happiness Studies*, im Erscheinen.
- Hafner, L. (2019), Do minimum wages improve self-rated health? Evidence from a natural experiment. FAU Discussion Papers in Economics #02/2019. Friedrich-Alexander Universität Erlangen-Nürnberg.
- Hirsch, B.T., B.E. Kaufman und T. Zelenska (2015), Minimum Wage Channels of Adjustment. *Industrial Relations* 54 (2): 199-239.
- Horn, B.P., J.C. Maclean und M.R. Strain (2017), Do Minimum Wage Increases Influence Worker Health? IZA Discussion Paper #10479. Bonn.
- Hunt, J. (2013), Flexible Work Time in Germany: Do Workers Like It and How Have Employers Exploited It Over the Cycle? *Perspektiven der Wirtschaftspolitik* 14 (1-2): 67-98.
- Kaitz, H. (1970), Experience of the Past: The National Minimum. *Youth Unemployment and Minimum Wages, US Bureau of Labor Statistics Bulletin* 1657: 30-54.
- Kapteyn, A. und J.Y. Ypma (2007), Measurement Error and Misclassification: A Comparison of Survey and Administrative Data. *Journal of Labor Economics* 25(3): 513-551.
- 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., S. Kühne, und R. Siegers (2017), Documentation of Sample Sizes and Panel Attrition in the German Socio-Economic Panel (SOEP) (1984 until 2015). SOEP Survey Papers #408, Series C., Data Documentation. DIW/SOEP, Berlin.
- Kroh, M. (2018), Stichprobenziehung, Non-Response und Gewichtung im SOEP. Vortragsfolien SOEPcampus@DIW. Internet: www.diw.de, abgerufen am 27. Mai 2019.

- Kuroki, M. (2018), Subjective well-being and minimum wages: Evidence from U.S. states. *Health Economics* 27 (2): 171-180.
- Lee, D.S. (1999), Wage Inequality in the United States During the 1980s: Rising Dispersion or Falling Minimum Wage? *Quarterly Journal of Economics* 114, 941-1023.
- Lesch, H. und C. Schröder (2016), Ein Jahr gesetzlicher Mindestlohn: Ein Faktencheck. *IW-Trends–Vierteljahresschrift zur empirischen Wirtschaftsforschung* 43: 57-73.
- Low Pay Commission (2017), Non-Compliance and Enforcement of the National Minimum Wage.
- Long, C. und J. Yang (2016), How do firms respond to minimum wage regulation in China? Evidence from Chinese private firms. *China Economic Review*, 38 (1): 267-284.
- Manning, A. (2013), Minimum wages: A View from the UK, *Perspektiven der Wirtschaftspolitik* 14 (1-2): 57-66.
- Marks, M.S. (2011), Minimum Wages, Employer-Provided Health Insurance, and the Non-discrimination Law. *Industrial Relations: A Journal of Economy and Society* 50: 241-262.
- McCarrier K.P., F.J. Zimmerman, J.D. Ralston, D.P. Martin (2011), Associations between minimum wage policy and access to health care: evidence from the behavioral risk factor surveillance system, 1996-2007. *American Journal of Public Health* 101(2): 359-367.
- Mindestlohnkommission (2016), Erster Bericht zu den Auswirkungen des gesetzlichen Mindestlohnes. Bericht der Mindestlohnkommission an die Bundesregierung nach § 9 Abs. 4 Mindestlohngesetz. Berlin.
- Mindestlohnkommission (2018), Zweiter Bericht zu den Auswirkungen des gesetzlichen Mindestlohns. Bericht der Mindestlohnkommission an die Bundesregierung nach § 9 Abs. 4 Mindestlohngesetz. Berlin.
- Neumark, D. und W. Wascher (1992), Employment Effects of Minimum and Subminimum Wages: Panel Data on State Minimum Wage Laws. *Industrial and Labor Relations Review* 46: 55-81.
- Neumark, D., M. Schweitzer und W.L. Wascher (2004), Minimum wage effects throughout the wage distribution. *Journal of Human Resources* 39 (2):425-450.
- Pischke, J.-S. (1995), Measurement Error and Earnings Dynamics: Some Estimates from the PSID Validation Study. *Journal of Business & Economic Statistics* 13 (3): 305-314.
- Pusch, T. (2019), Mindestlohn-Umgehungen fordern Kontrollbehörden und Politik heraus. *Wirtschaftsdienst* 99 (7): 483-489.
- Pusch, T. und H. Seifert (2017), Unzureichende Umsetzung des Mindestlohns bei Minijobbern. *ZBW Analysen und Berichte* 97 (3): 187-191.
- Pusch, T. und M. Rehm (2017), Positive Effekte des Mindestlohns auf Arbeitsplatzqualität und Arbeitszufriedenheit. *Wirtschaftsdienst* 97 (6): 409-414.
- Raferzeder, T., R. Winter-Ebmer (2007), Who is on the rise in Austria: Wage mobility and mobility risk. *Journal of Economic Inequality* 5 (1): 39-51.
- Reeves, A., M. McKee, J. Mackenbach, M. Whitehead und D. Stuckler (2017), Introduction of a National Minimum Wage Reduced Depressive Symptoms in Low-Wage Workers: A Quasi-Natural Experiment in the UK. *Health Economics* 26 (5): 639-655.
- Riley, R. und C.R. Bondibene (2017), Raising the standard: minimum wages and firm productivity. *Labour Economics* 44: 27-50.
- Riphahn, R.T., und D.D. Schnitzlein (2016), Wage mobility in East and West Germany. *Labour Economics* 39: 11-34.
- Ritchie, F., M. Veliziotis, H. Drew und D. Whittard (2017), Measuring compliance with minimum wages. *Journal of Economic and Social Measurement* 42 (3): 1-22.
- Schubert, A., J. Steinbrecher, M. Thum und M. Weber (2016), Auswirkungen des flächendeckenden Mindestlohns auf die gewerbliche Wirtschaft im Freistaat Sachsen. ifo Dresden Studien 77. Dresden.
- Simon, K.I. und R. Kaestner (2004), Do minimum wages affect non-wage job attributes? Evidence on

- fringe benefits, *Industrial and Labor Relations Review* 58(1): 52-70.
- Sorkin, I. (2015), Are There Long-Run Effects of the Minimum Wage? *Review of Economic Dynamics* 18 (2): 306-333.
- Statistisches Bundesamt (2018), 1,4 Millionen Jobs mit Mindestlohn im April 2017. Statistisches Bundesamt Pressemitteilung vom 26. Juni 2018 – 231/18.
- Statistisches Bundesamt (2019), VGR des Bundes - Bevölkerung, Erwerbstätigkeit: Deutschland. Online: <https://www-genesis.destatis.de/genesis/online>, abgerufen am 11.11.2019.
- 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. (2004), The Impact of the Introduction of the U.K. Minimum Wage on the Employment Probabilities of Low-Wage Workers. *Journal of the European Economic Association* 2 (1): 97.
- 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.
- 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. Aktuelle Berichte 23/2016. IAB, Nürnberg.
- Weber, E. und F. Zimmert (2018), Der große Trend zur Freizeit? *Wirtschaftsdienst* 98 (4): 296-298.
- Weil, D. (2005), Public Enforcement/Private Monitoring: Evaluating a New Approach to Regulating the Minimum Wage. *Industrial and Labor Relations Review* 58: 238-257.
- vom 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. Nürnberg.
- vom Berge, P., S. Kaimer, S. Copestake, J. Eberle und W. Klosterhuber (2017), Arbeitsmarktspiegel, Entwicklungen nach Einführung des Mindestlohns (Ausgabe 4), IAB-Forschungsbericht 9/2017. Nürnberg.

Anhang

A1 Technischer Anhang

Anhang zu Kapitel 4

Das zu schätzende Fehlermodell kann formal dargestellt werden als:

$$w_i^{SOEP} = w_i^{VSE} + \varepsilon_i + c + \rho(w_i^{VSE} - \overline{w^{VSE}})$$

Dabei stellen w_i^{SOEP} und w_i^{VSE} die empirisch beobachteten Stundenlöhne in SOEP und VSE 2014 dar. Der Parameter ε_i stellt den Parameter des klassischen Messfehlers dar, c den *Verschiebungsparameter*. Der Parameter ρ erfasst den Umfang des *reporting-to-the-mean*.

Die Parameter des Modells werden anhand der *generalized method of moments* geschätzt. Die Ähnlichkeit der beiden Verteilungen wird dabei durch vier Zielmomente erfasst: Durchschnitt, Standardabweichung, Anteil der Beobachtungen unter 8,50 Euro Stundenlohn und durchschnittlicher Stundenlohn der Beobachtungen unter 8,50 Euro. Diese vier Zielmomente werden zunächst in der Vorperiode im SOEP 2014 ermittelt. In einem zweiten Schritt werden die drei Parameter des Messfehlermodells iterativ geschätzt, so dass sie die gewichtete Distanz zwischen den simulierten Daten (VSE 2014 + Messfehler) und dem SOEP 2014 minimieren. Datenbasis der Simulation ist eine dem Kapitel 3 äquivalente Datenaufbereitung. Grundsätzlich liegen der Berechnung der Momente die entsprechenden Populationsgewichte der Datensätze zugrunde.

In jedem Evaluationsschritt des Optimierungsalgorithmus werden insgesamt 20 Messfehlersamples gezogen und dann der Durchschnitt über die jeweiligen Momente gebildet. Die Zufallszahlenziehungen werden über die Evaluationsschritte konstant gehalten. Beide Maßnahmen führen dazu, dass zufällige Ausschläge der Simulation keinen negativen Einfluss auf die Optimierung haben. Insgesamt wird die Optimierung für jedes Subsample von 20 verschiedenen Startwerten gestartet. Dadurch kann sichergestellt werden, dass das gefundene Optimum mit hoher Wahrscheinlichkeit das globale Optimum ist.

A2 Abbildungen und Tabellen

Tabelle A 2.1

Vergleich von Querschnittsstichproben und Längsschnitt-Basisstichprobe im SOEP

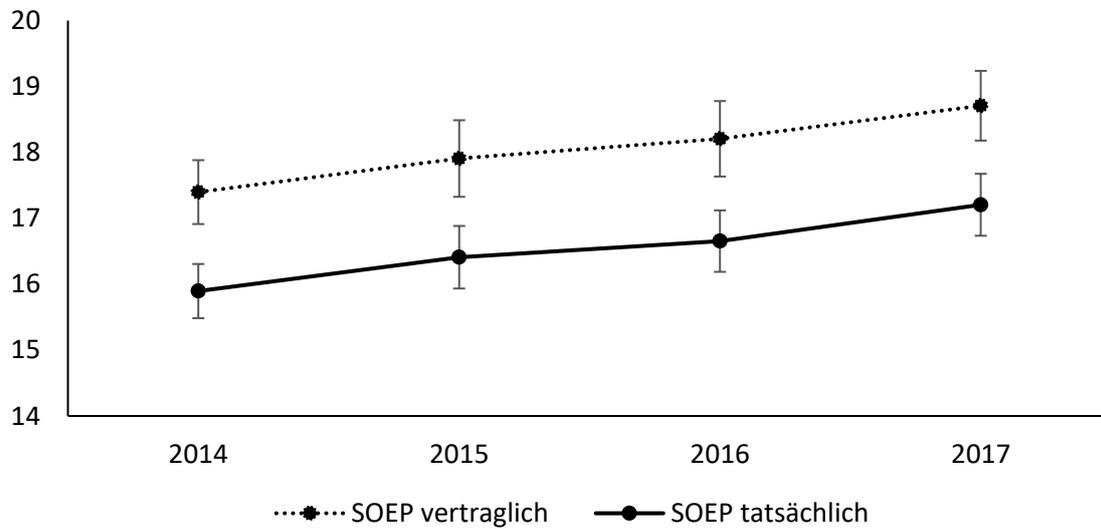
		2014	2015	2016
Querschnittsstichprobe		12.323 (28.464.972)	11.918 (28.355.708)	11.091 (29.024.252)
Beschäftigungen in Privathaushalten	+	66 (151.705)	54 (152.195)	47 (110.331)
Praktika	-	44 (121.171)	42 (119.563)	34 (144.429)
niedrigerer Branchenmindestlohn	-	608 (1.234.099)	627 (1.265.326)	520 (1.225.725)
Langzeitarbeitslose	-	142 (298.399)	123 (298.006)	150 (364.914)
Längsschnitt-Basisstichprobe	=	11.595 (26.963.007)	11.180 (26.825.009)	10.434 (27.399.515)
Arbeitslos/arbeitend	-	149 (226.956)	117 (229.262)	116 (211.427)
höherer Branchenmindestlohn	-	1.370 (3.261.256)	1.573 (3.595.131)	1.374 (3.528.610)
Adaptierte Stichprobe	=	10.076 (23.474.795)	9.490 (23.000.616)	8.944 (23.659.478)
Stichprobe Querschnitt DIW et al. (2018)		10.216	9.542	9.003

Quelle: SOEP.v34. – Anmerkungen: Hochgerechnete Beobachtungszahlen in Klammern. Basierend auf der Querschnittsstichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3.

Abbildung A 3.1.1

Durchschnitte der Stundenlöhne nach Jahren, Berechnung der Konfidenzintervalle durch Bootstrapping-Verfahren

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

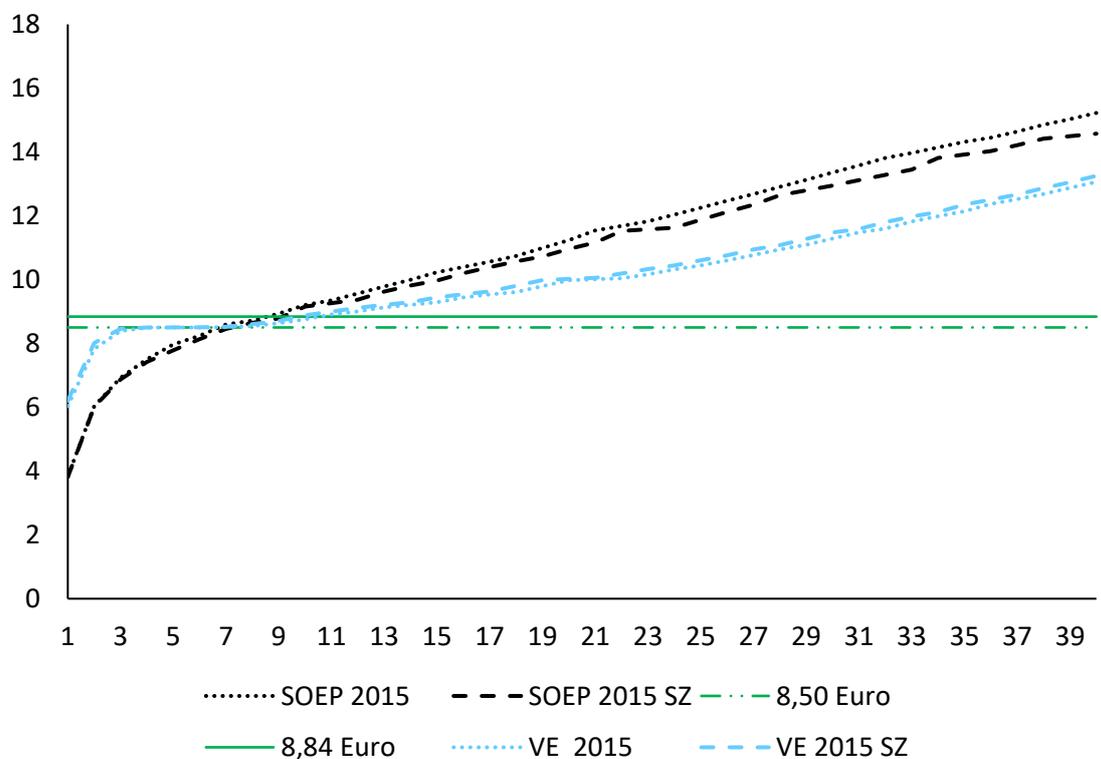


Quelle: SOEP.v34. – Anmerkungen: Obere und untere Grenzen beziehen sich auf ein 95-Prozent-Konfidenzintervall, das per Bootstrapping-Verfahren mit 200 Replikationen (vgl. DIW et al. 2018) berechnet wurde. Gewichtete Ergebnisse. Basierend auf der Querschnittsstichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3.

Abbildung A 3.1.2

Pen's Paraden der Stundenlöhne mit und ohne Sonderzahlungen für das Jahr 2015

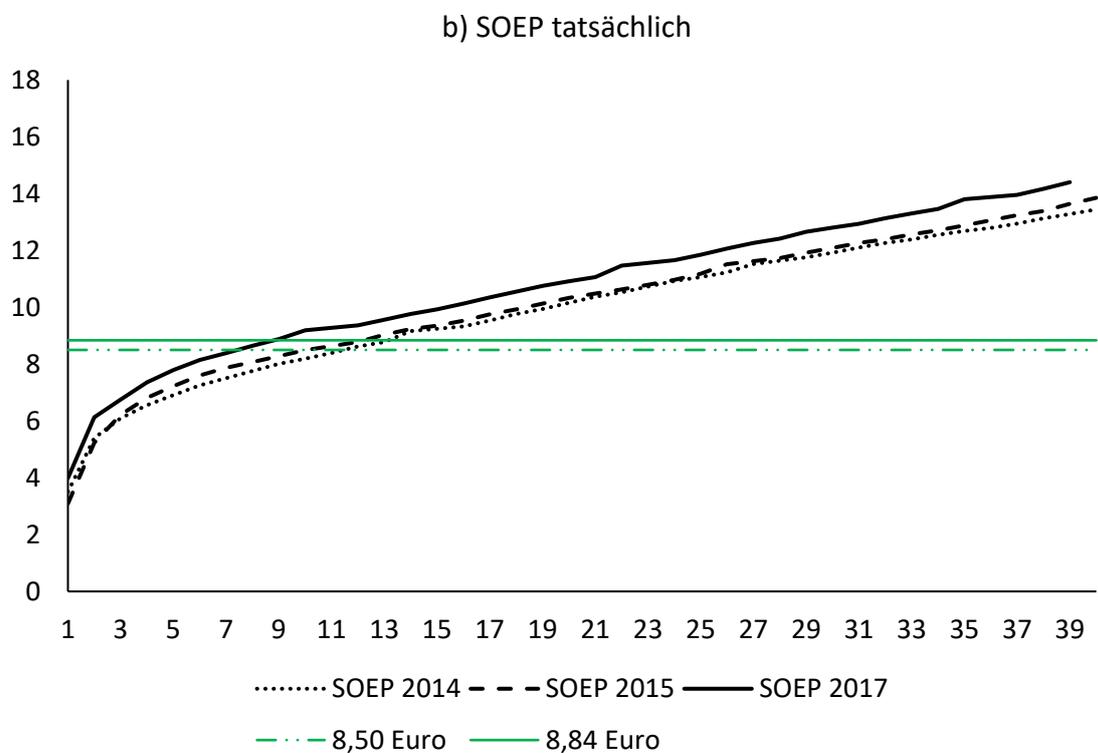
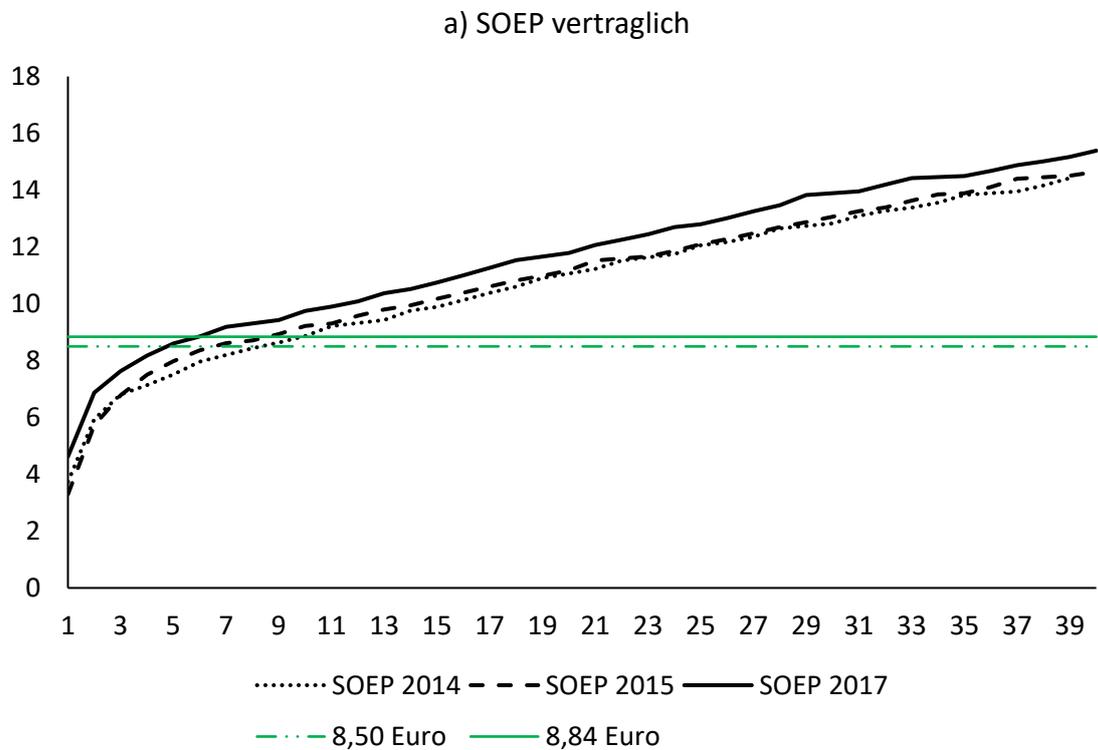
in Euro (y-Achse) pro Perzentil (x-Achse)



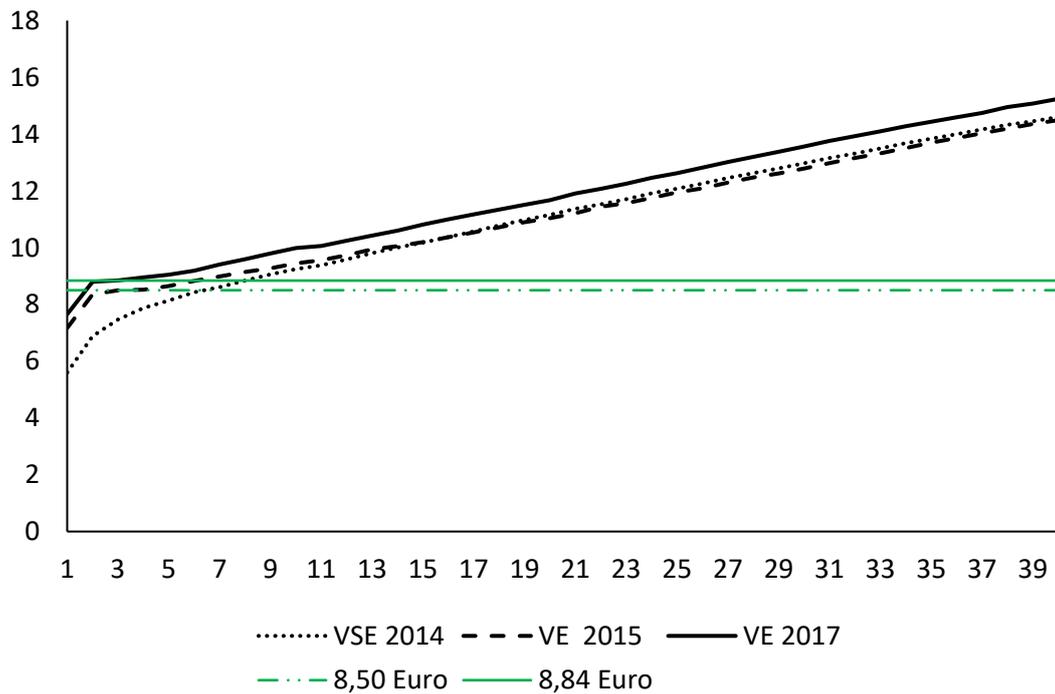
Quellen: SOEP.v34, VE 2015. – Anmerkungen: SOEP zeigt den vertraglichen Stundenlohn. SZ steht für Sonderzahlungen. Gewichtete Ergebnisse. Basierend auf der Querschnittsstichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3.

Abbildung A 3.1.3

Pen's Paraden der Stundenlöhne nach Jahren für sozialversicherungspflichtig Beschäftigte in Euro (y-Achse) pro Perzentil (x-Achse)



c) VSE/VE

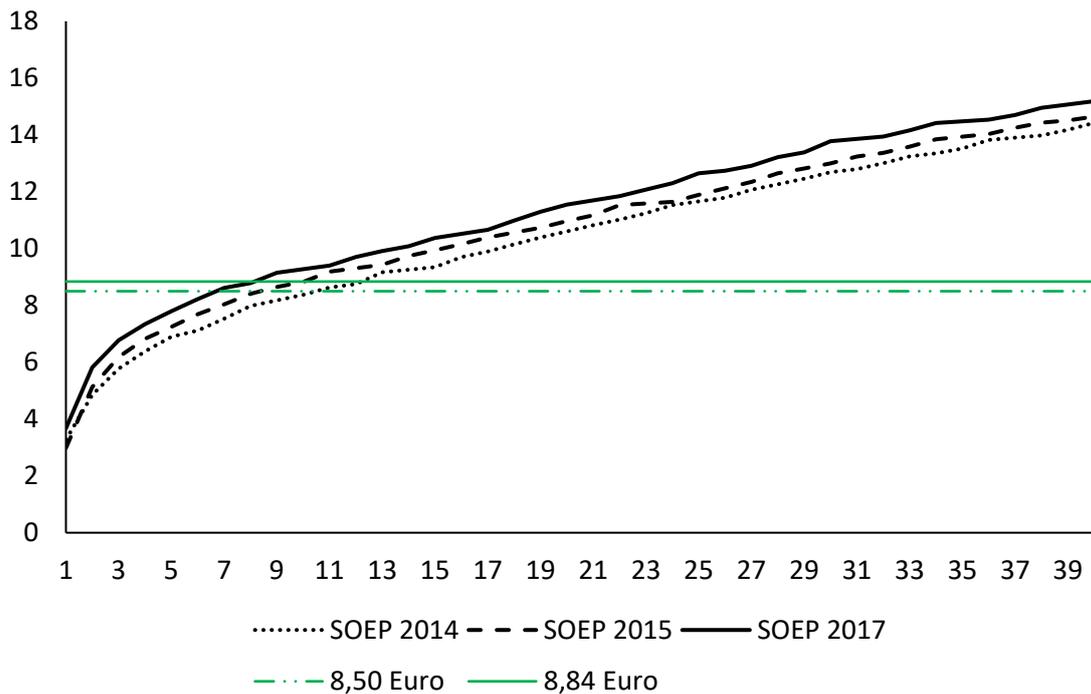


Quellen: SOEP.v34, VSE 2014, VE 2015 und VE 2017. – Anmerkungen: Gewichtete Ergebnisse. Basierend auf der Querschnittsstichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3.

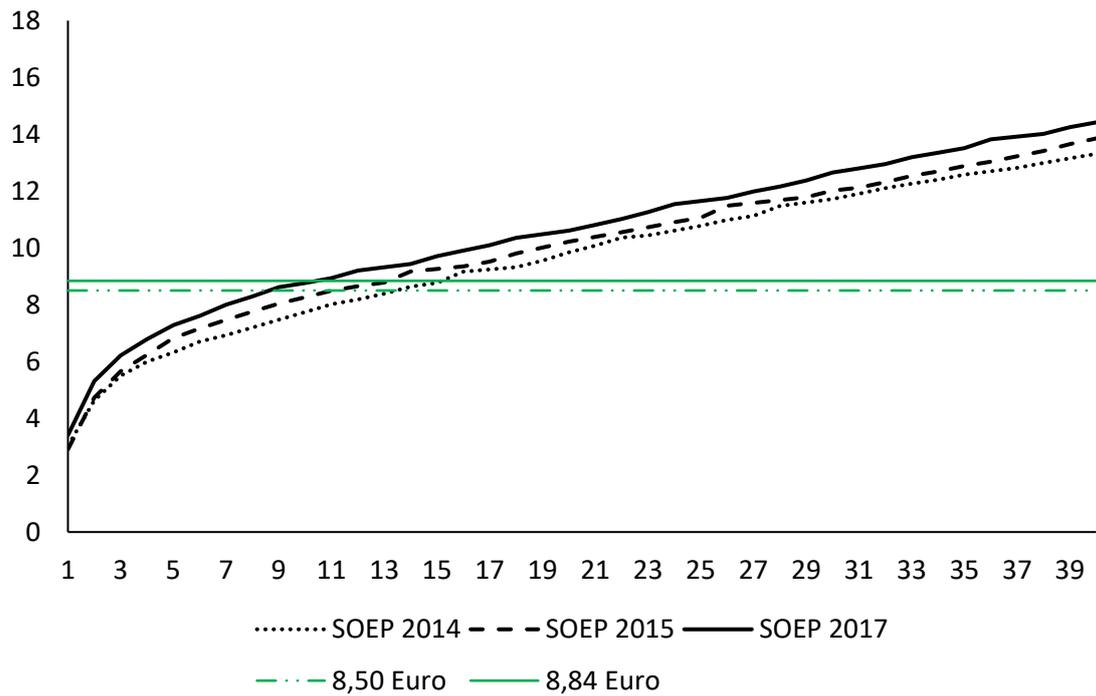
Abbildung A 3.1.4

Pen's Paraden der Stundenlöhne nach Jahren für Ost- und Westdeutschland
in Euro (y-Achse) pro Perzentil (x-Achse)

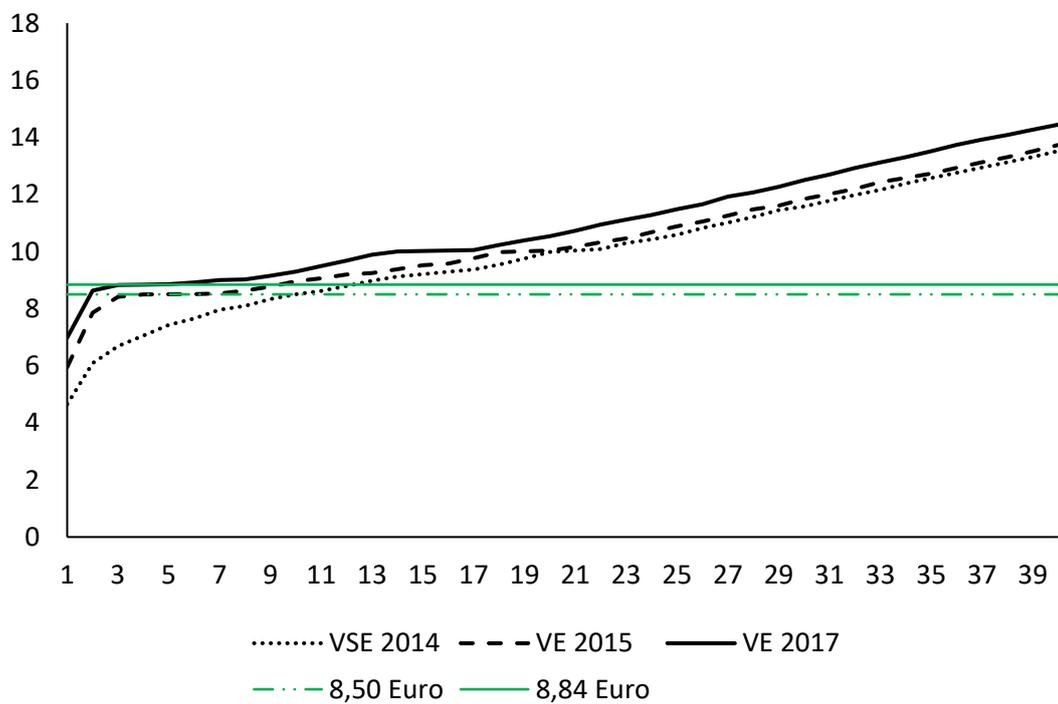
a) Westdeutschland: SOEP vertraglich



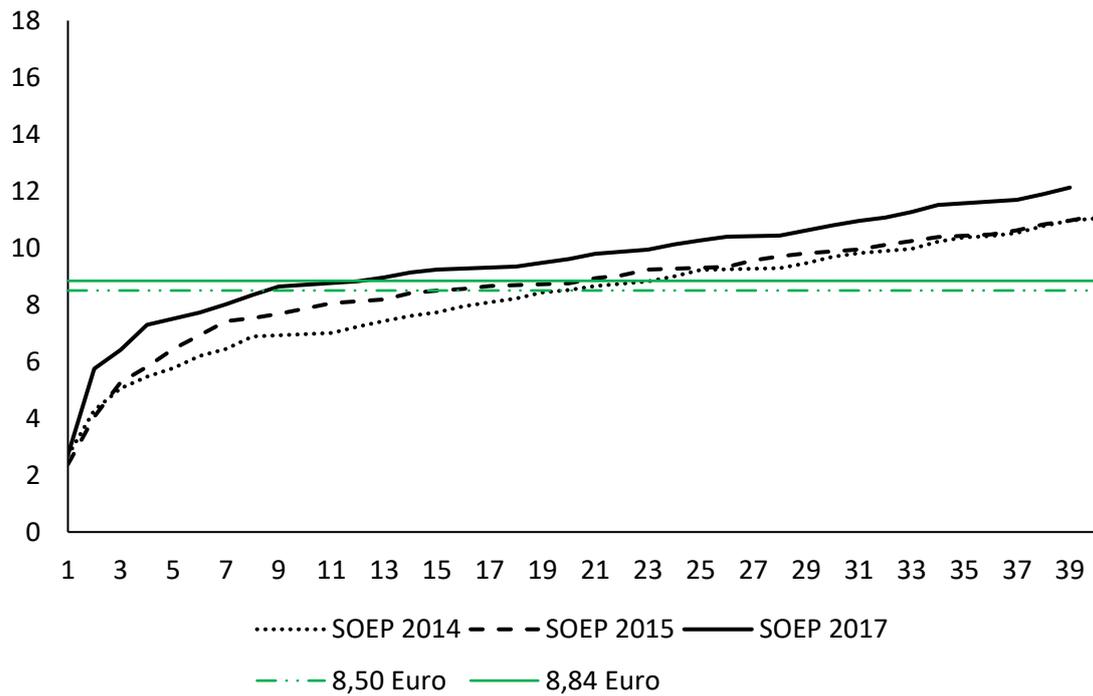
b) Westdeutschland: SOEP tatsächlich



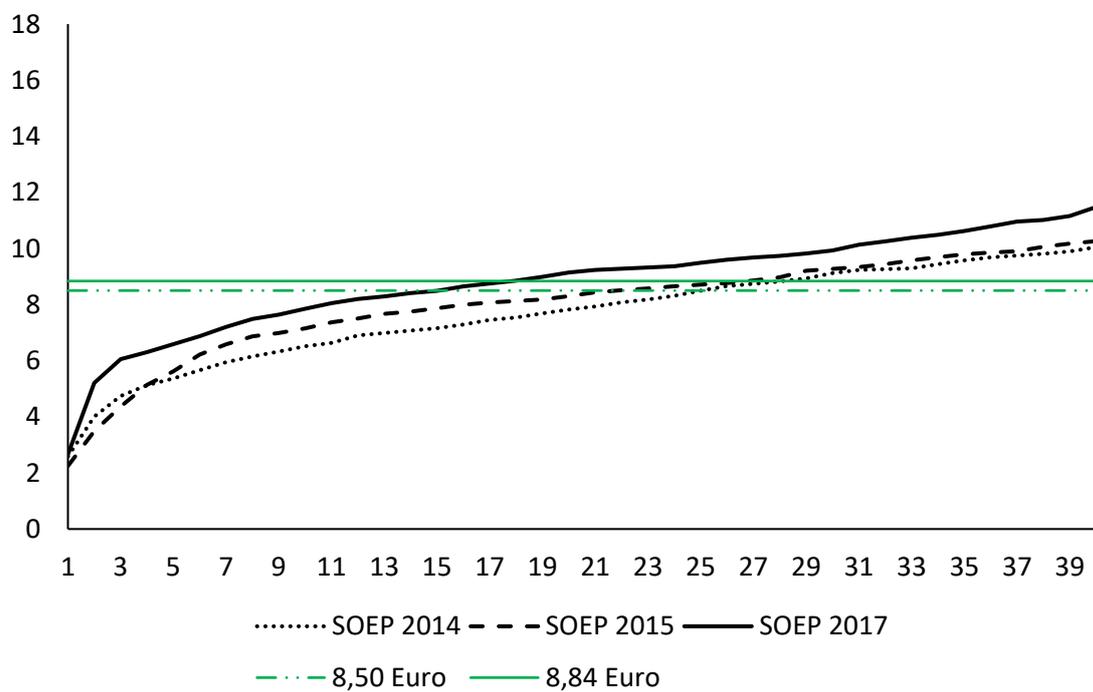
c) Westdeutschland: VSE/VE



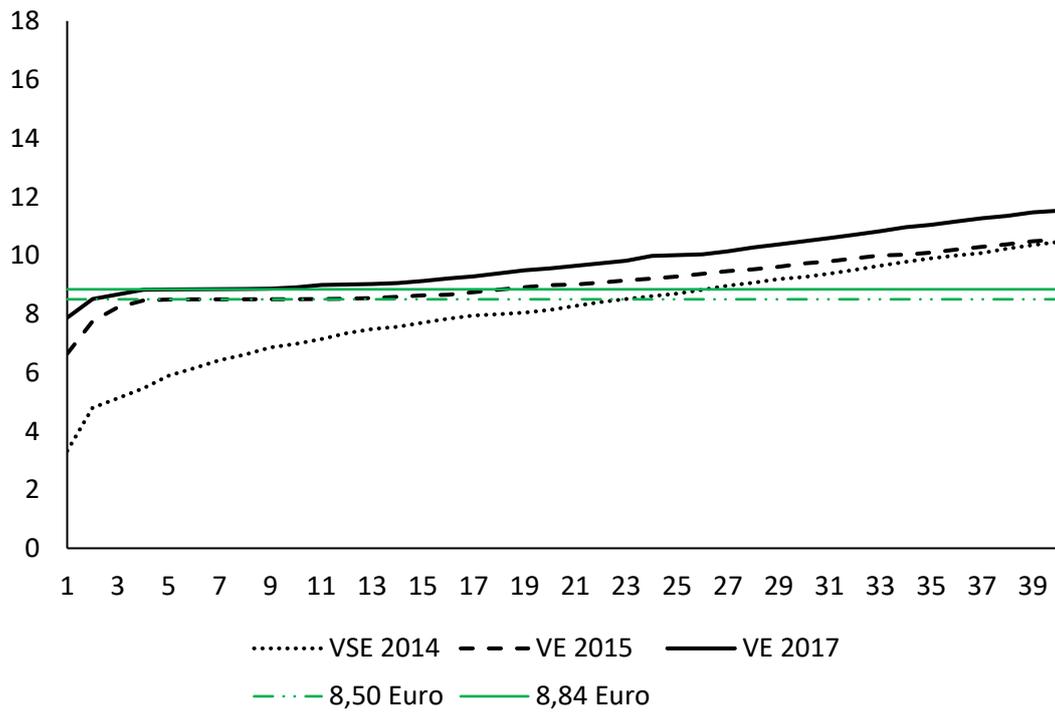
d) Ostdeutschland: SOEP vertraglich



e) Ostdeutschland: SOEP tatsächlich



f) Ostdeutschland: VSE/VE

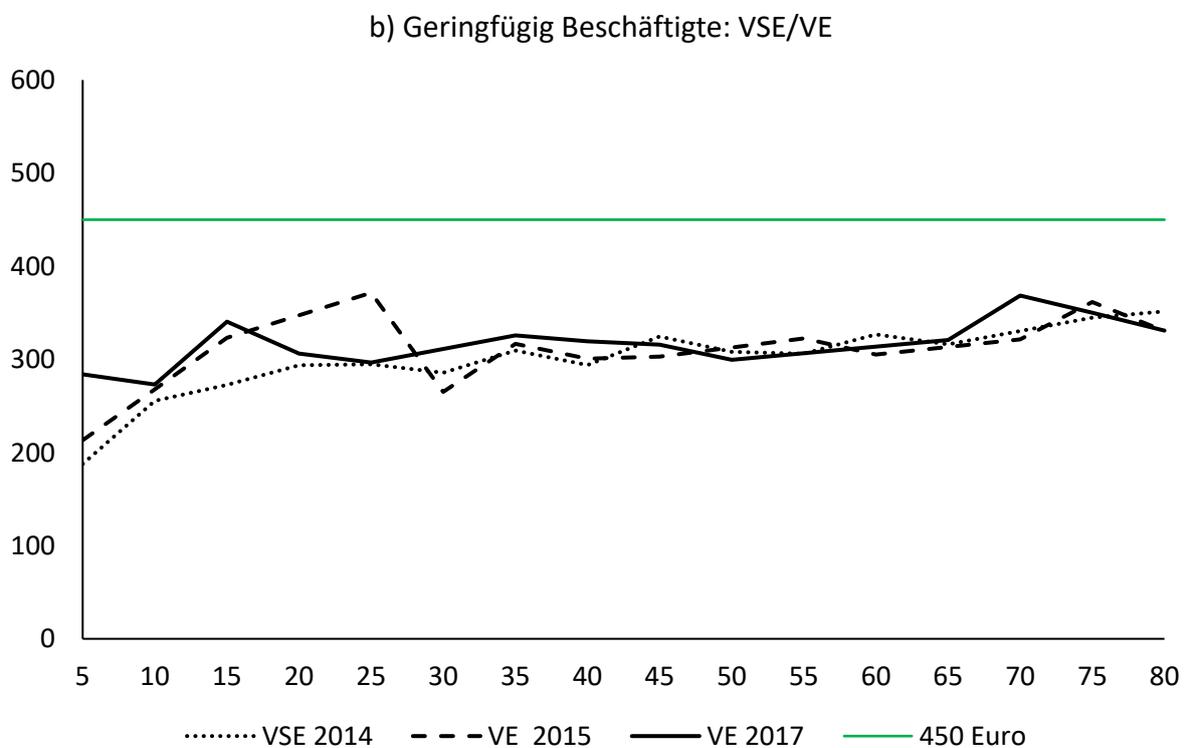
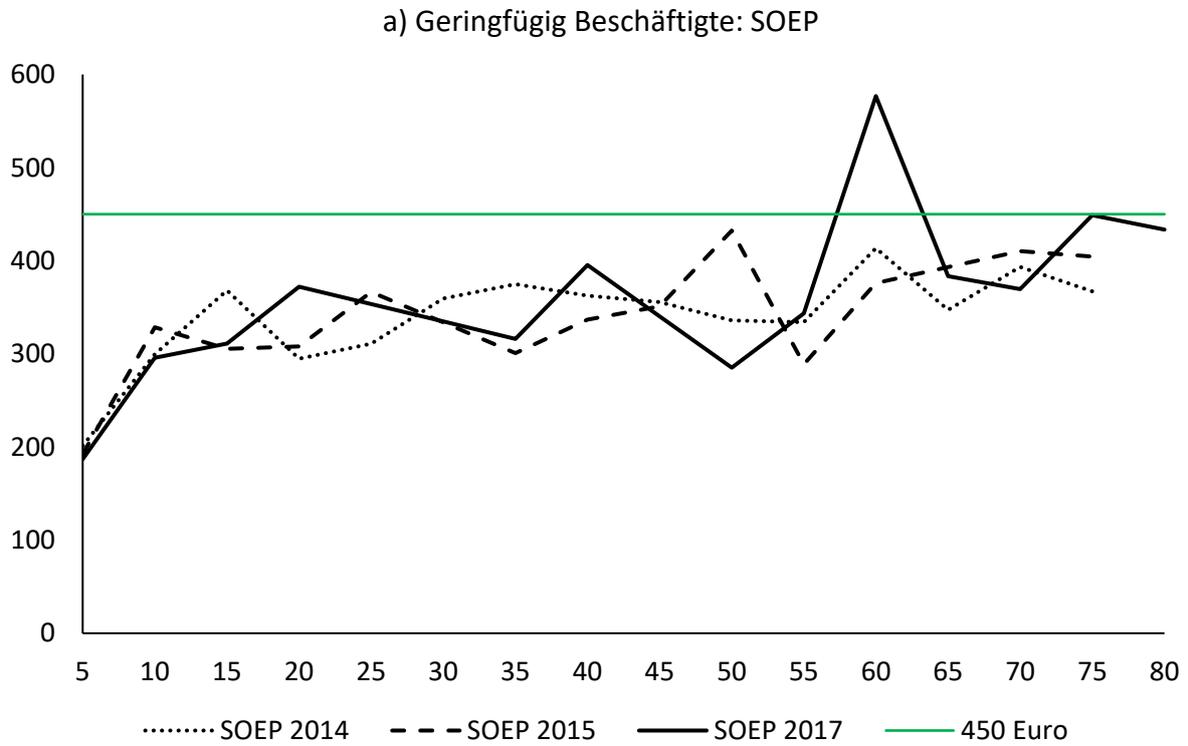


Quellen: SOEP.v34, VSE 2014, VE 2015 und VE 2017. – Anmerkungen: Gewichtete Ergebnisse. Basierend auf der Querschnittsstichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3.

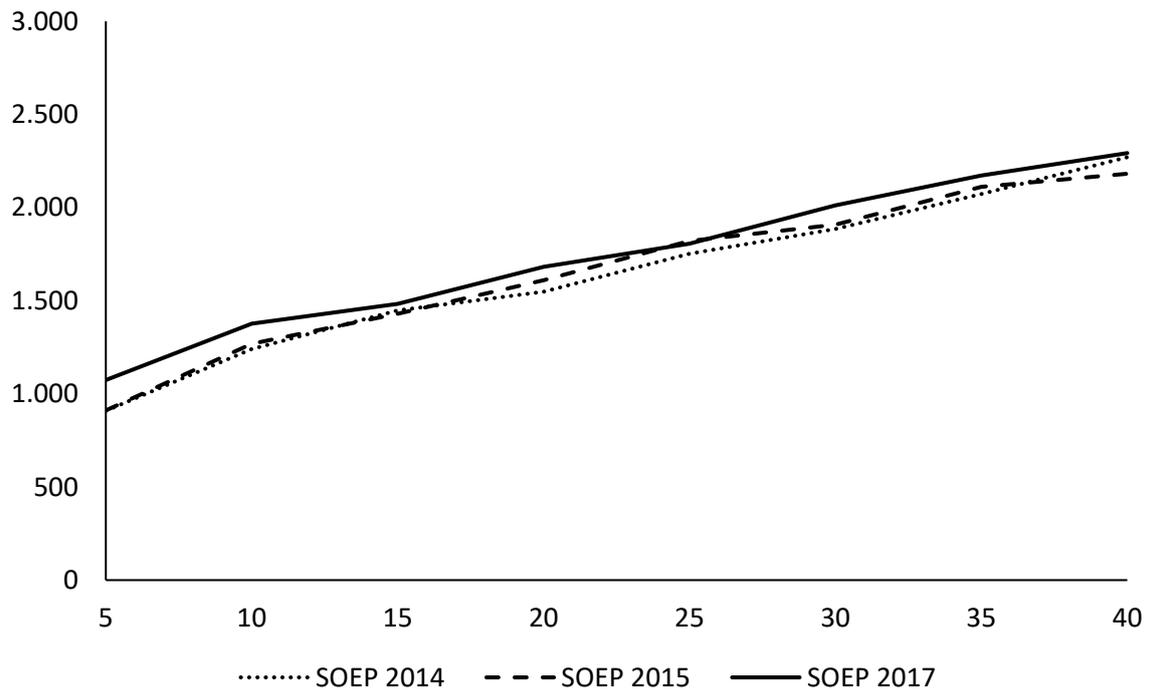
Abbildung A 3.2.1

Pen's Paraden der Monatslöhne nach Jahren für geringfügig und sozialversicherungspflichtig Beschäftigte pro Stundenlohnperzentil

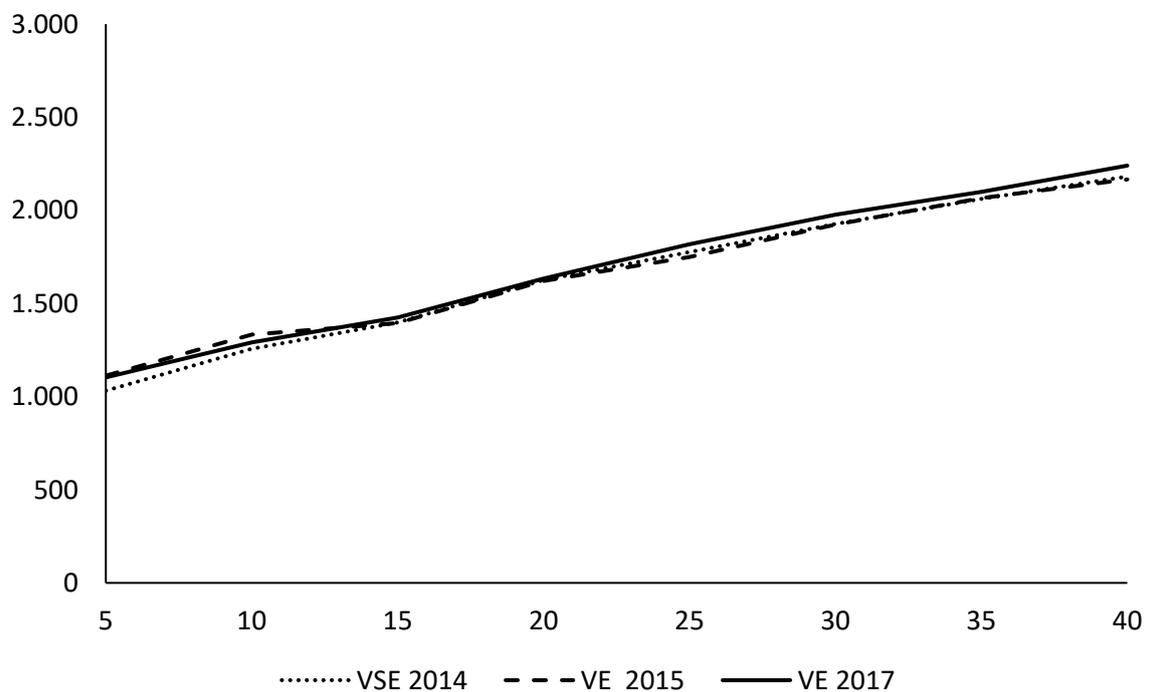
in Euro (y-Achse) pro Stundenlohnperzentil (x-Achse)



c) Sozialversicherungspflichtig: SOEP



d) Sozialversicherungspflichtig: VSE/VE

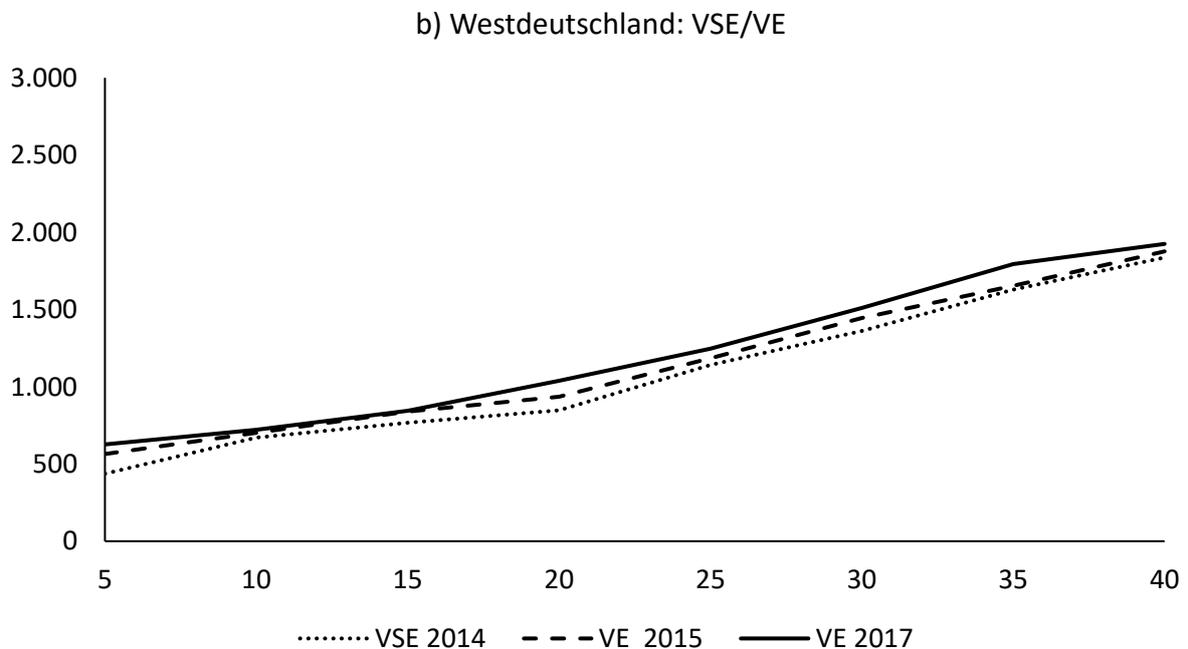
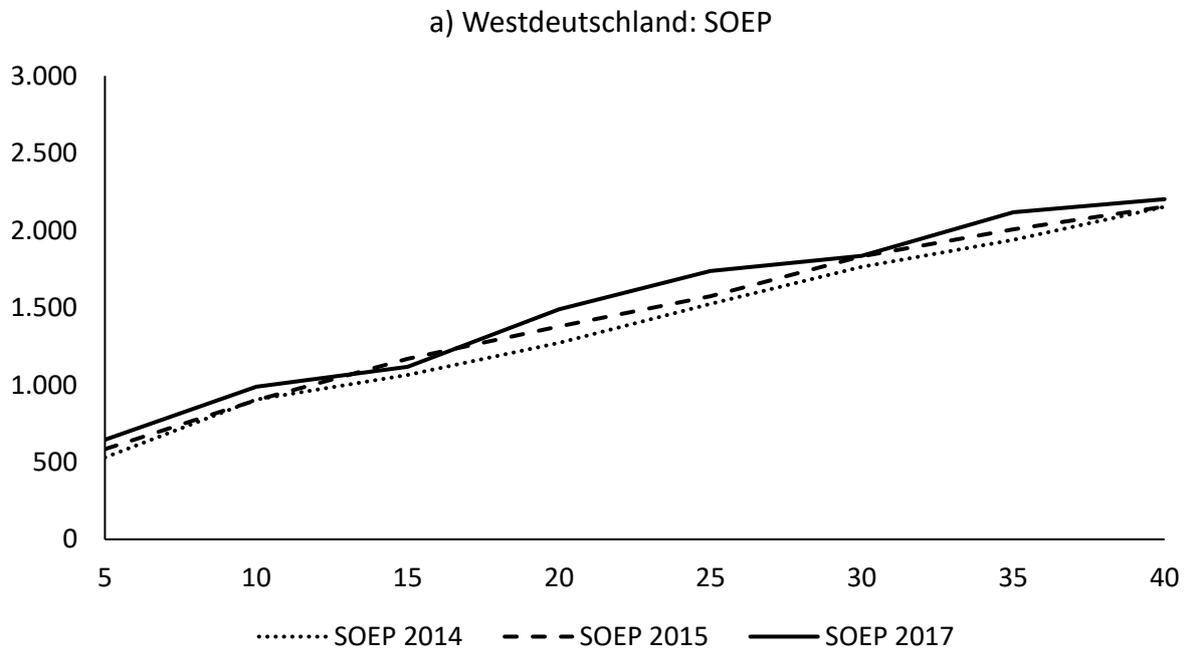


Quellen: SOEP.v34, VSE 2014, VE 2015 und VE 2017. – Anmerkungen: Vertraglicher Stundenlohn. Die Stundenlöhne werden in 5-Prozent-Perzentilen gruppiert. Gewichtete Ergebnisse. Basierend auf der Querschnittsstichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3.

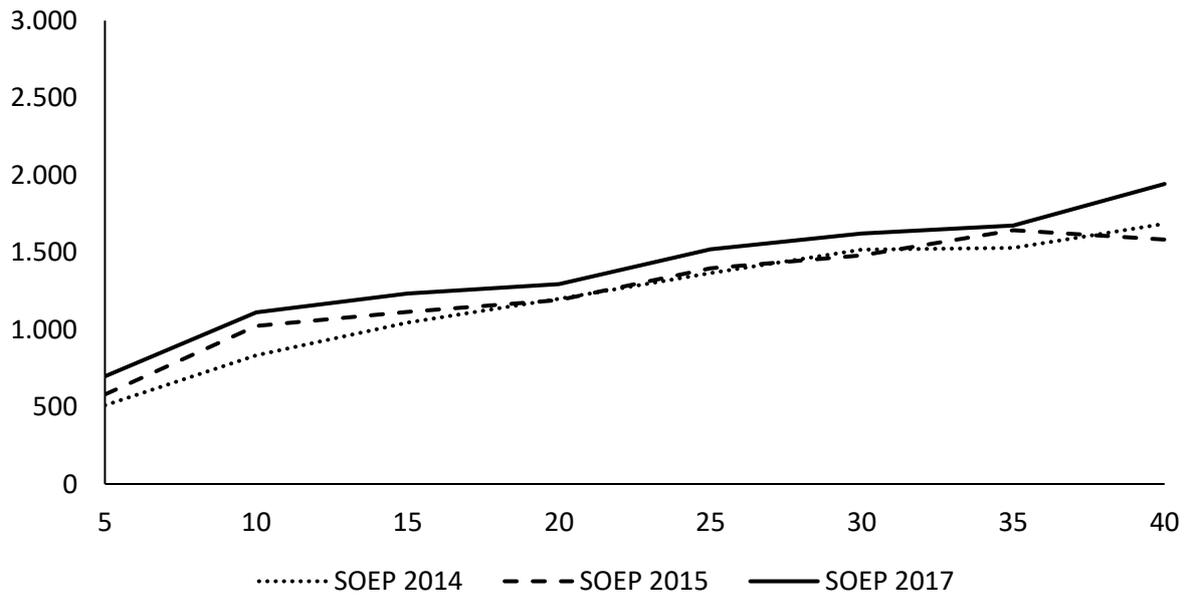
Abbildung A 3.2.2

Pen's Paraden der Monatslöhne nach Jahren für Ost- und Westdeutschland pro Stundenlohnperzentil

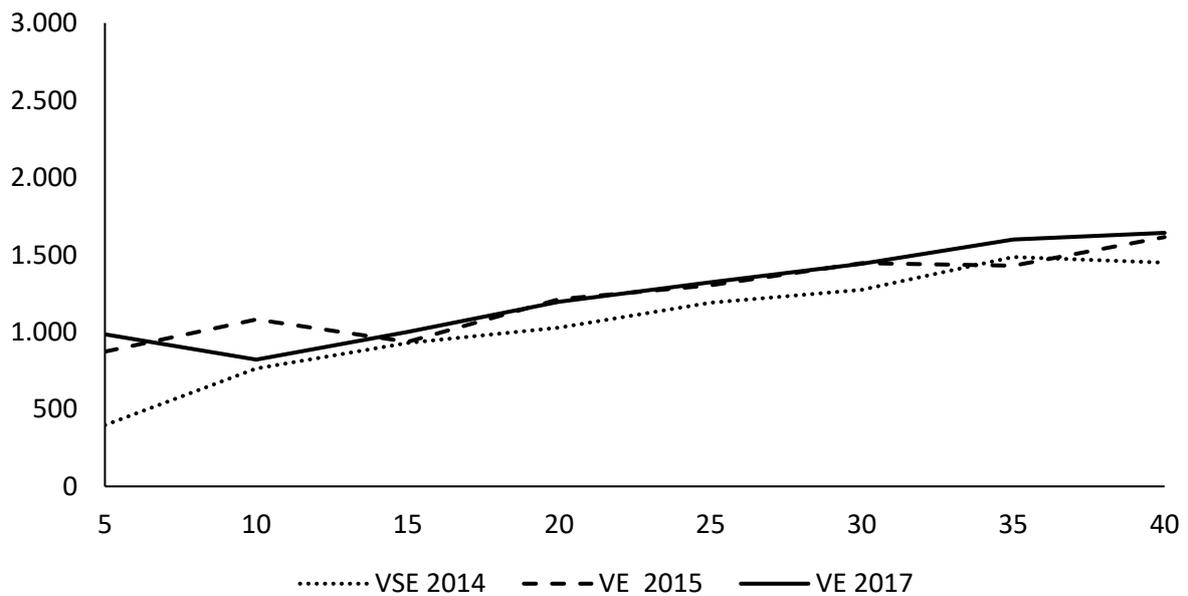
in Euro (y-Achse) pro Stundenlohnperzentil (x-Achse)



c) Ostdeutschland: SOEP



d) Ostdeutschland: VSE/VE



Quellen: SOEP.v34, VSE 2014, VE 2015 und VE 2017. – Anmerkungen: Vertraglicher Stundenlohn. Die Stundenlöhne werden in 5-Prozent-Perzentilen gruppiert. Gewichtete Ergebnisse. Basierend auf der Querschnittsstichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3.

Tabelle A 3.2.1

Monatslohnungleichheit nach Jahren

in Euro

	2014	2015	2016	2017
SOEP	0,242	0,233	0,235	0,227
Beobachtungen	12.323	11.918	11.091	12.800
VSE/VE	0,381	0,357	0,335	0,334
Beobachtungen	980.806	93.210	92.899	100.912

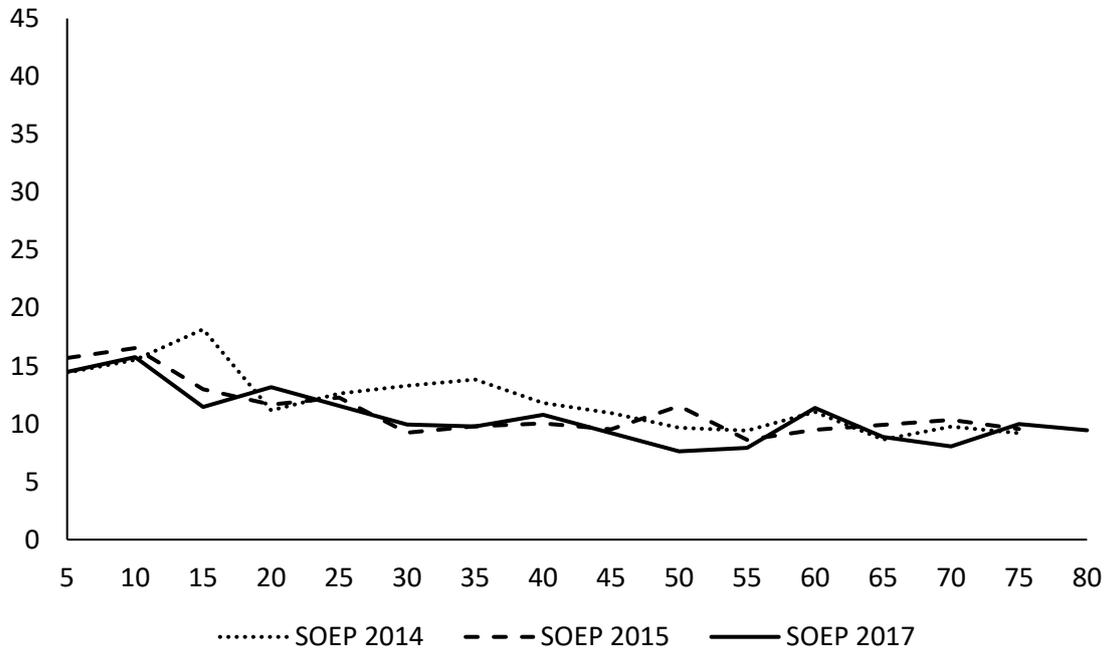
Quellen: SOEP.v34, VSE 2014, VE 2015-2017. – Anmerkungen: MLD (mean log deviation) Koeffizienten. Gewichtete Ergebnisse. Basierend auf der Querschnittsstichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3.

Abbildung A 3.3.1

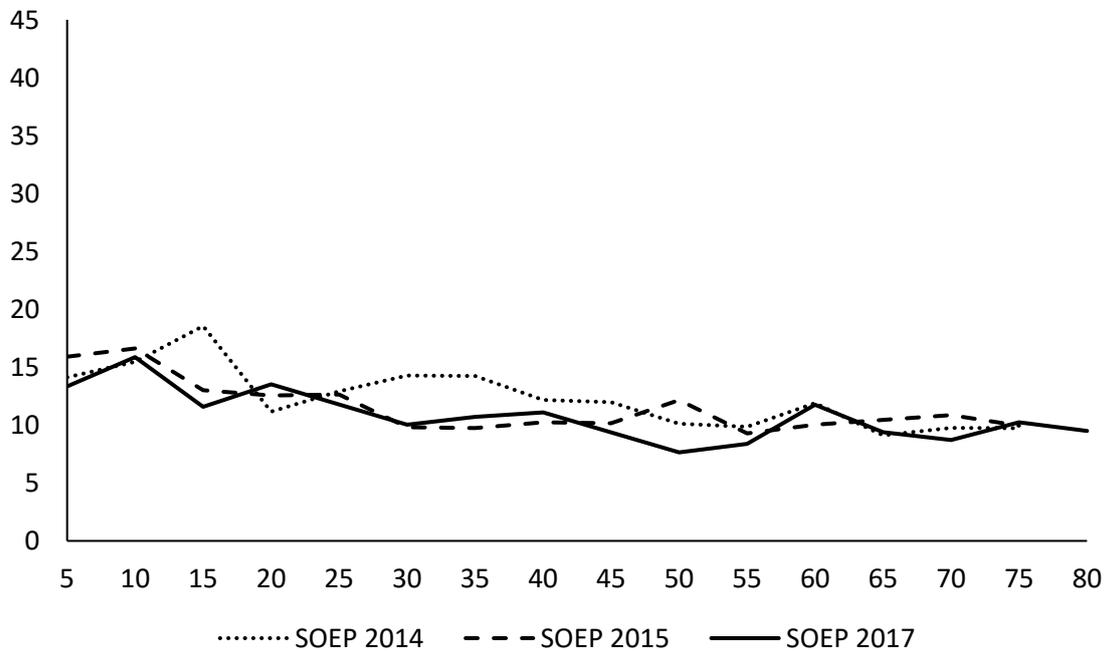
Pen's Paraden der Wochenarbeitszeiten nach Jahren für geringfügig und sozialversicherungspflichtig Beschäftigte pro Stundenlohnperzentil

in Stunden (y-Achse) pro Stundenlohnperzentil (x-Achse)

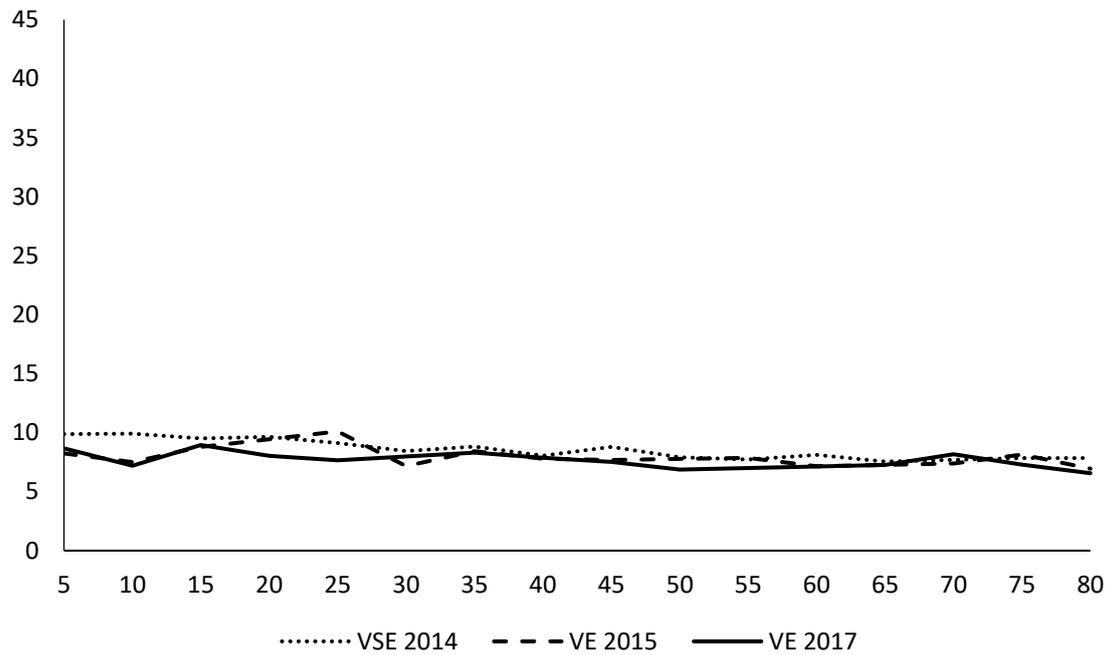
a) Geringfügig Beschäftigte: SOEP vertraglich



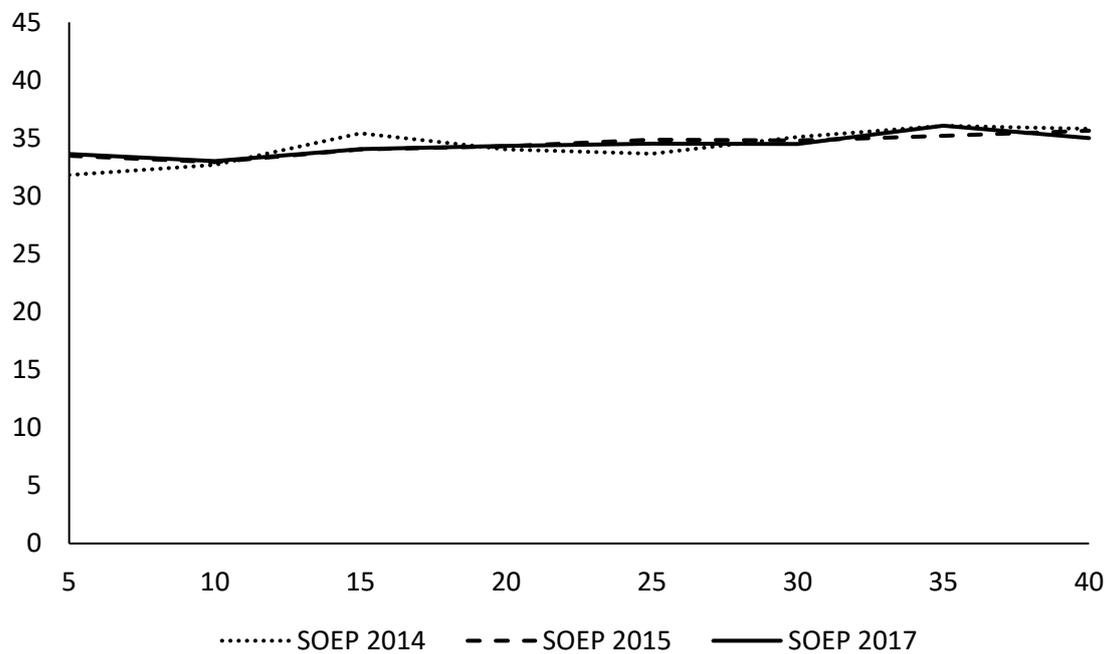
b) Geringfügig Beschäftigte: SOEP tatsächlich



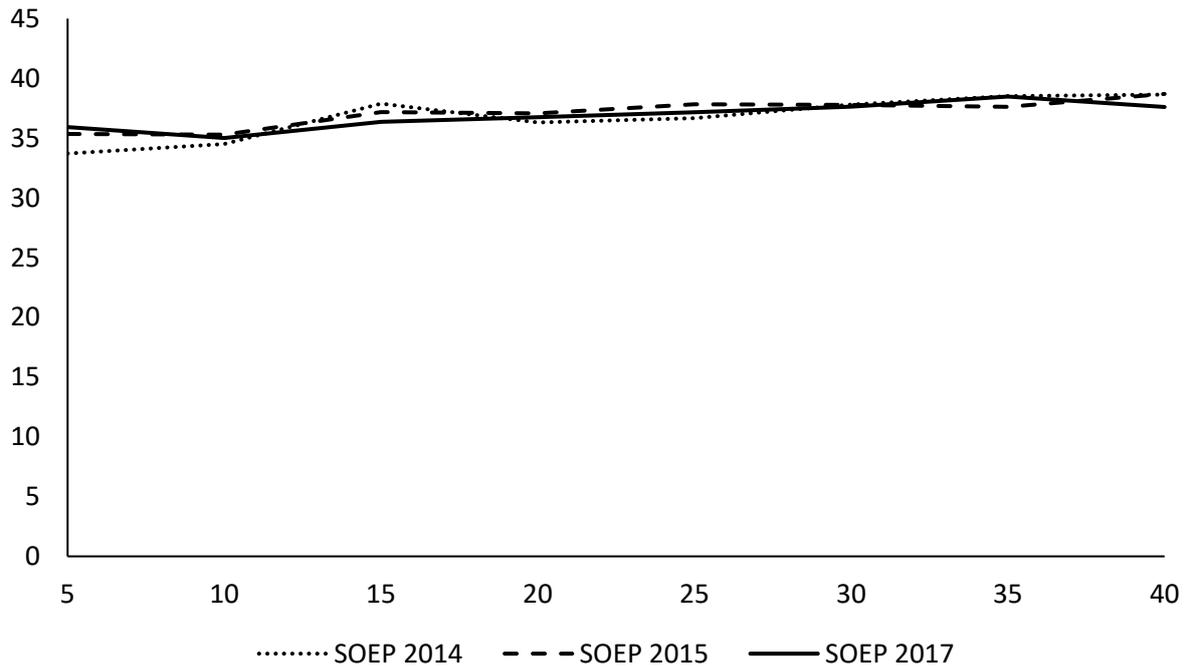
c) Geringfügig Beschäftigte: VSE/VE SOEP vertraglich



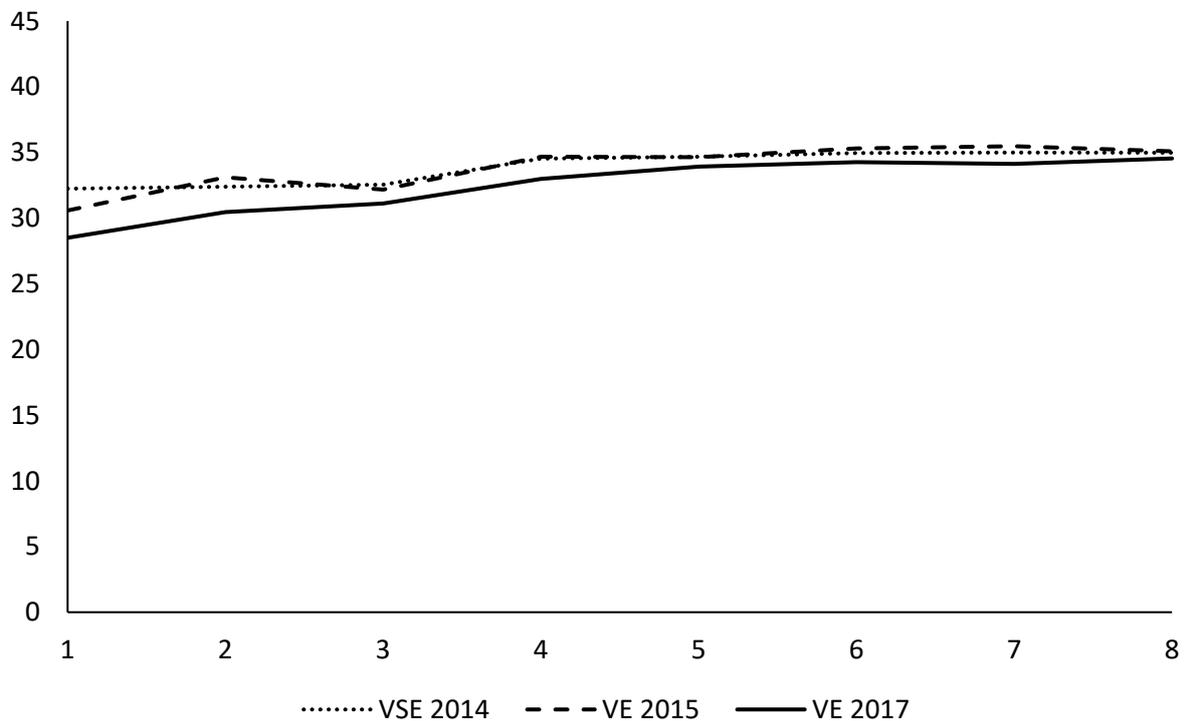
d) Sozialversicherungspflichtig Beschäftigte: SOEP vertraglich



e) Sozialversicherungspflichtig Beschäftigte: SOEP tatsächlich



f) Sozialversicherungspflichtig Beschäftigte: VSE/VE vertraglich



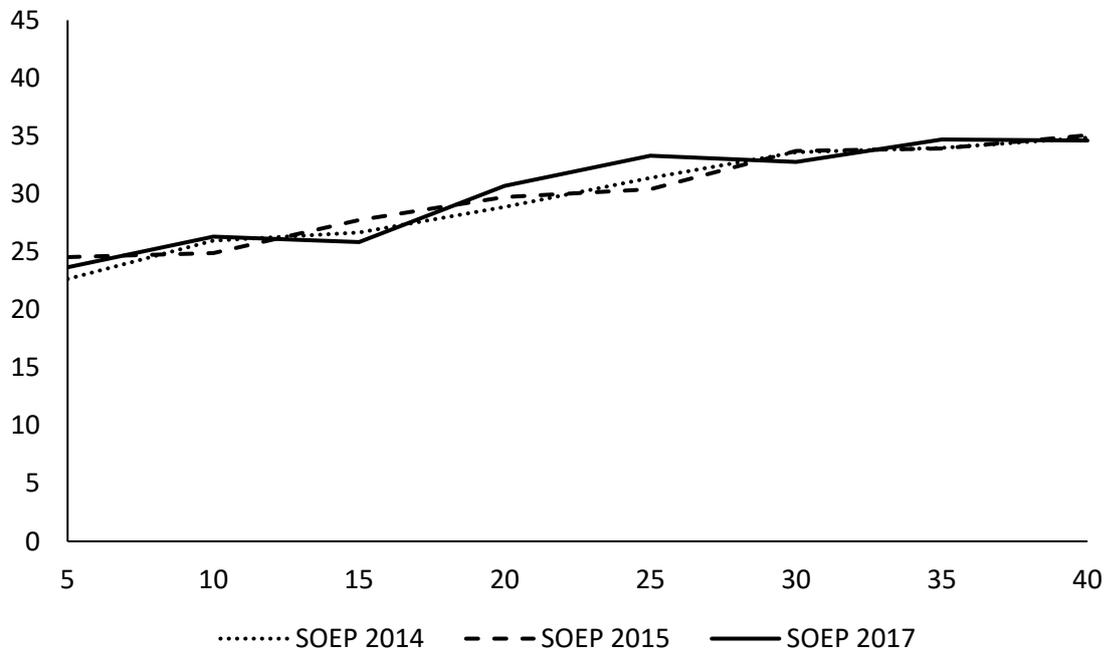
Quellen: SOEP.v34, VSE 2014, VE 2015 und VE2017 – Anmerkungen: Vertraglicher Stundenlohn. Die Stundenlöhne werden in 5-Prozent-Perzentilen gruppiert. Gewichtete Ergebnisse. Basierend auf der Querschnittsstichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3.

Abbildung A 3.3.2

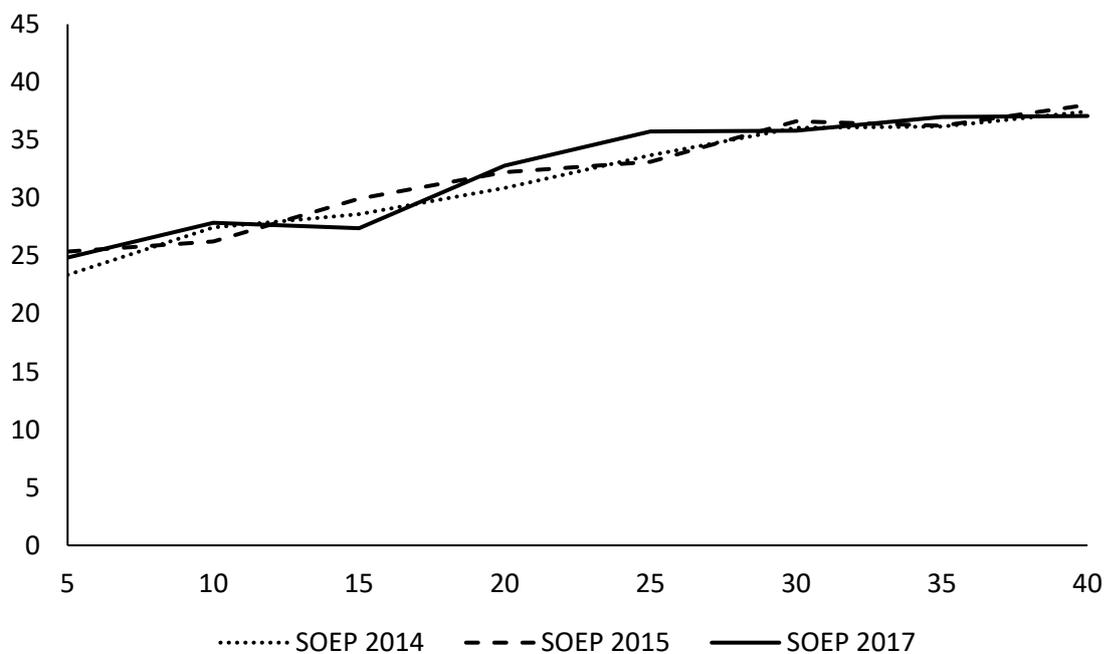
Pen's Paraden der Wochenarbeitszeiten nach Jahren für Ost- und Westdeutschland pro Stundenlohnperzentil

in Stunden (y-Achse) pro Stundenlohnperzentil (x-Achse)

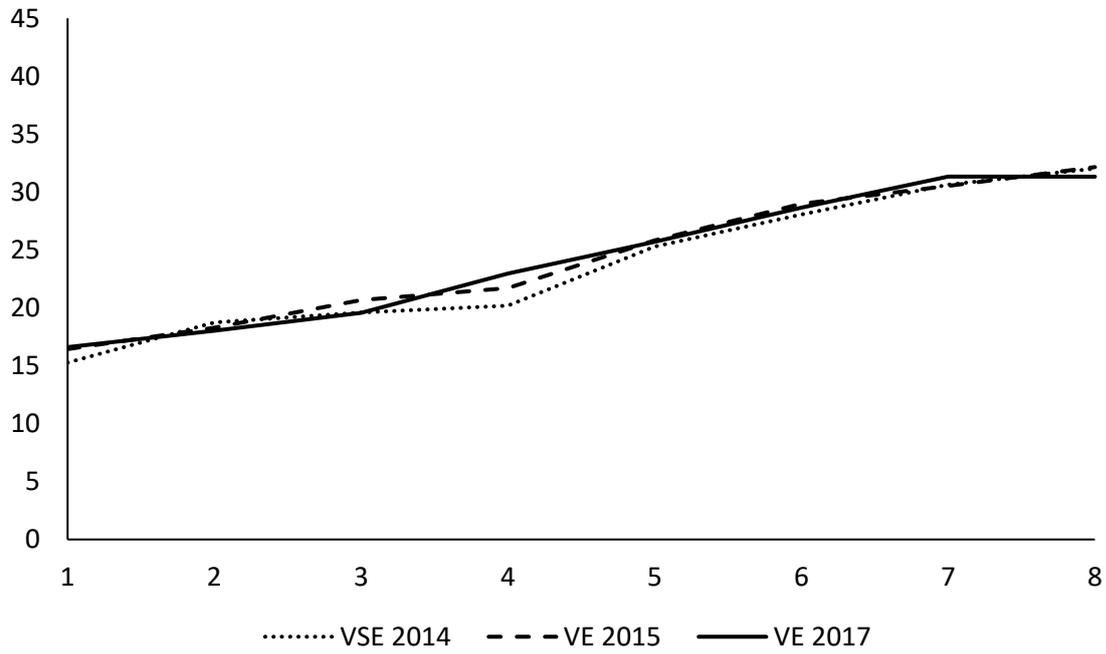
a) Westdeutschland: SOEP vertraglich



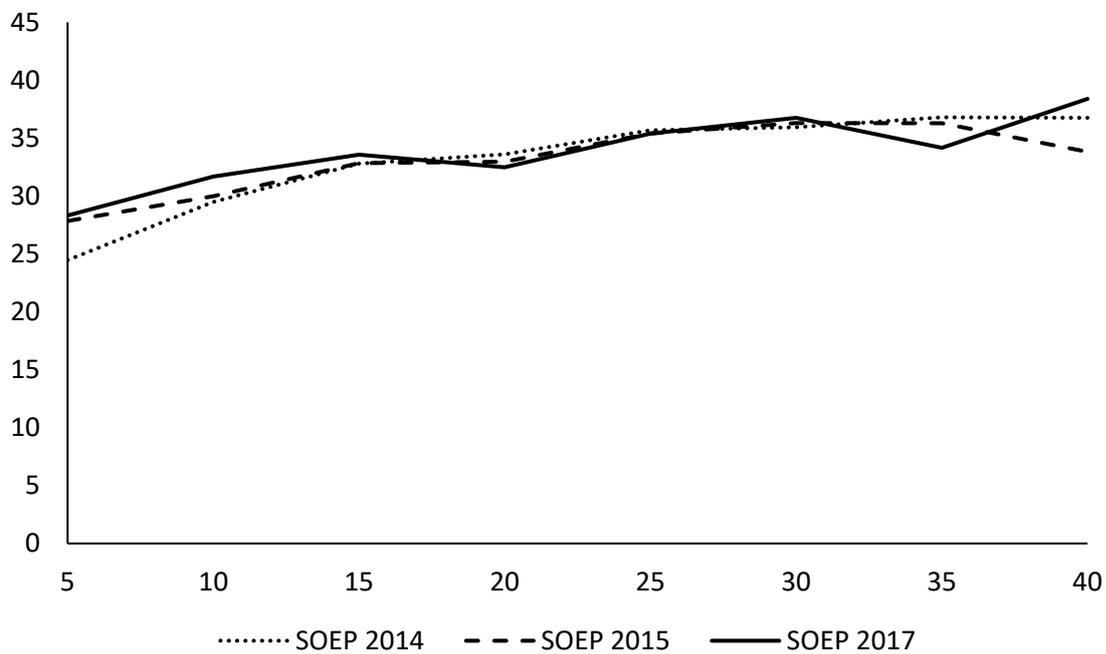
b) Westdeutschland: SOEP tatsächlich



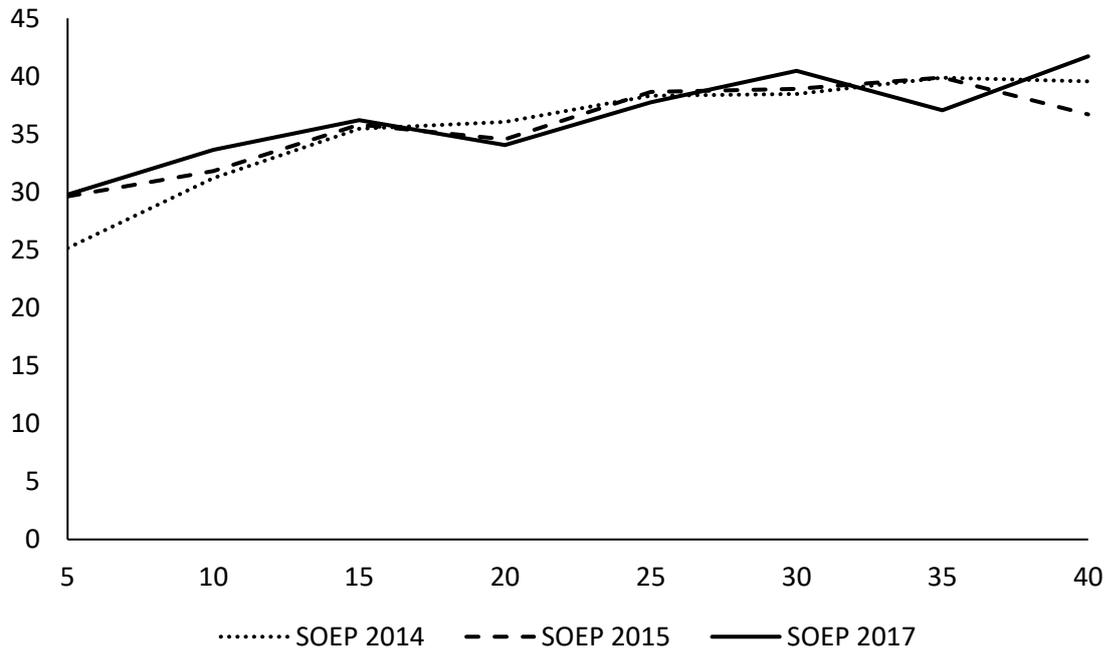
c) Westdeutschland: VSE/VE vertraglich



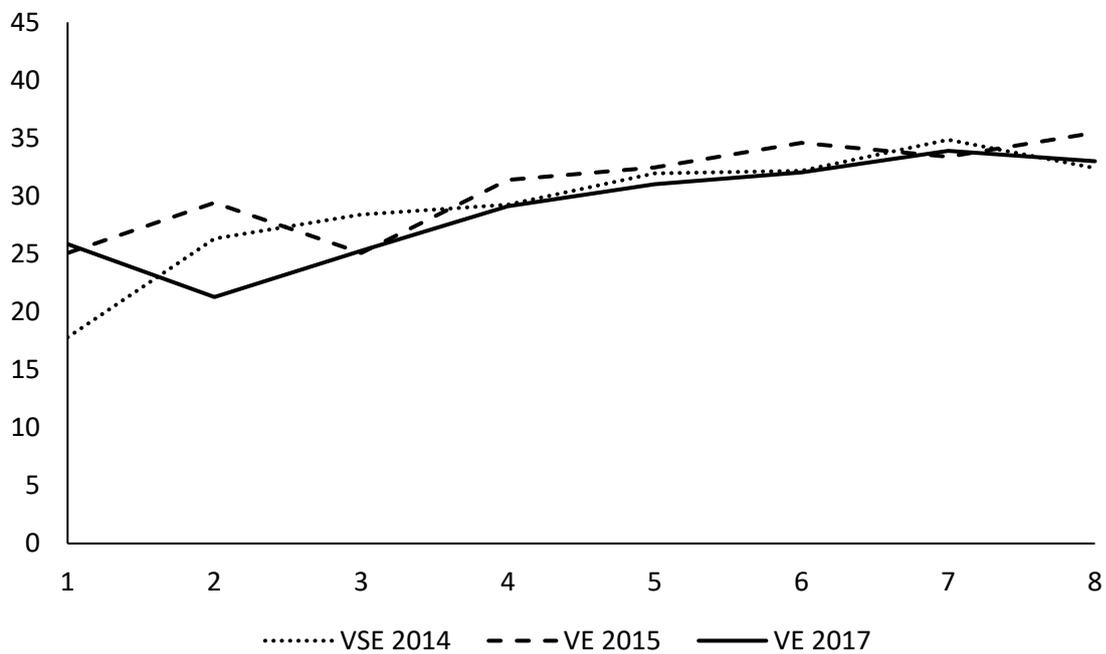
d) Ostdeutschland: SOEP vertraglich



e) Ostdeutschland: SOEP tatsächlich



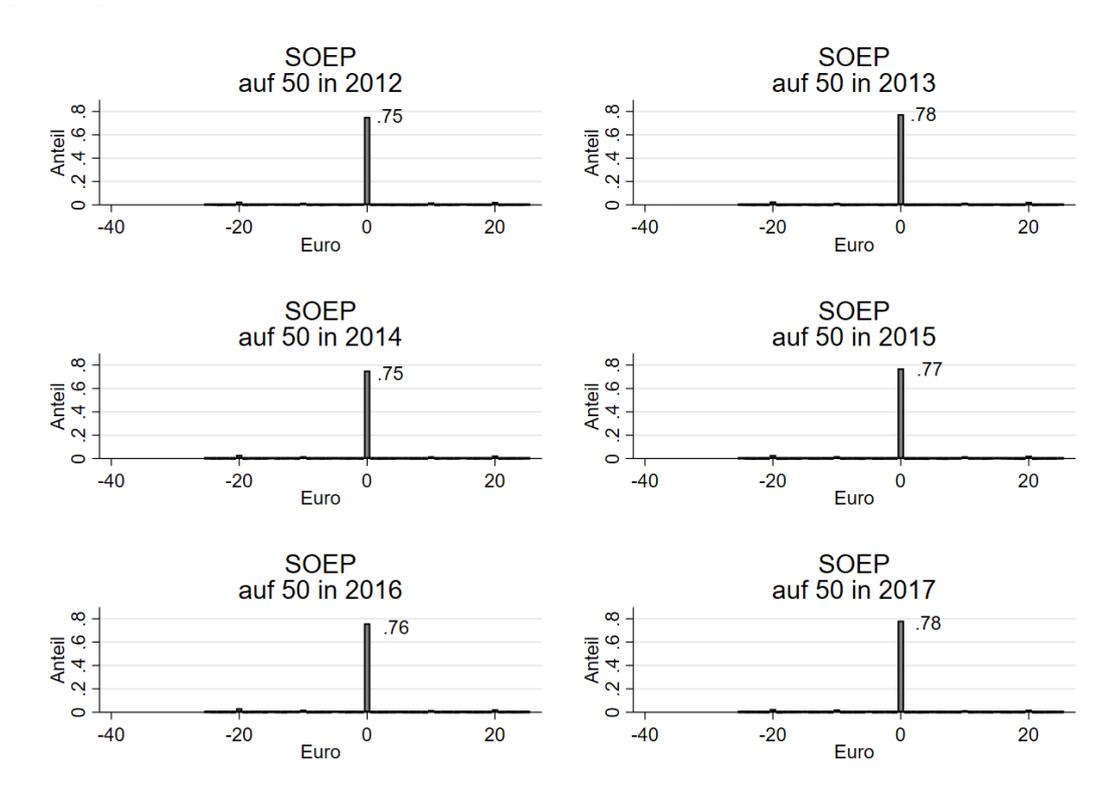
f) Ostdeutschland: VSE/VE vertraglich



Quellen: SOEP.v34, VSE 2014, VE 2015 und VE2017 – Anmerkungen: Vertraglicher Stundenlohn. Die Stundenlöhne werden in 5-Prozent-Perzentilen gruppiert. Gewichtete Ergebnisse. Basierend auf der Querschnittsstichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3.

Abbildung A 4.1

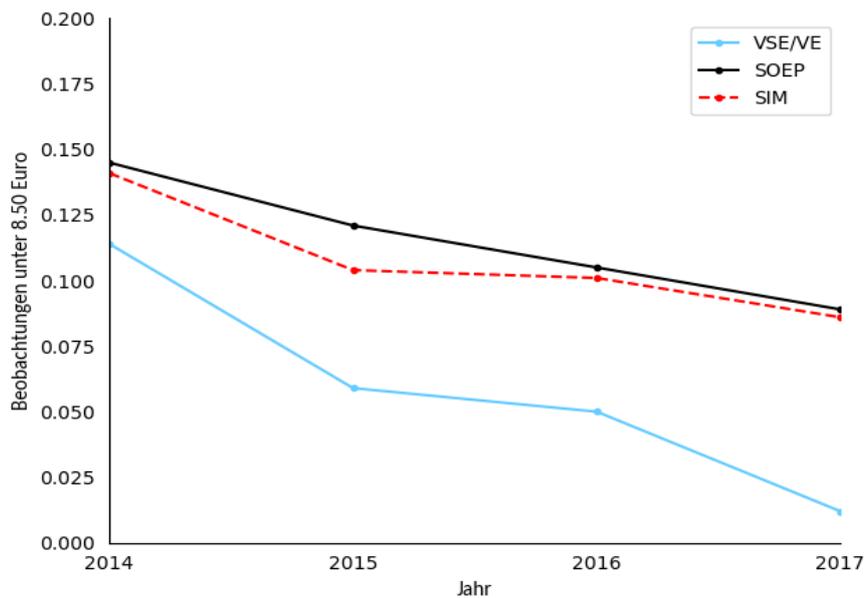
Häufungen runder Monatslöhne zu 50 Euro im SOEP über die Zeit



Quellen: SOEP.v34, VSE 2014, VE 2015-2017. – Anmerkungen: Dargestellt werden die relativen Häufigkeiten zu 50 Euro runder Monatslöhne im SOEP im Zeitverlauf. Eigene Berechnungen.

Abbildung A 4.2

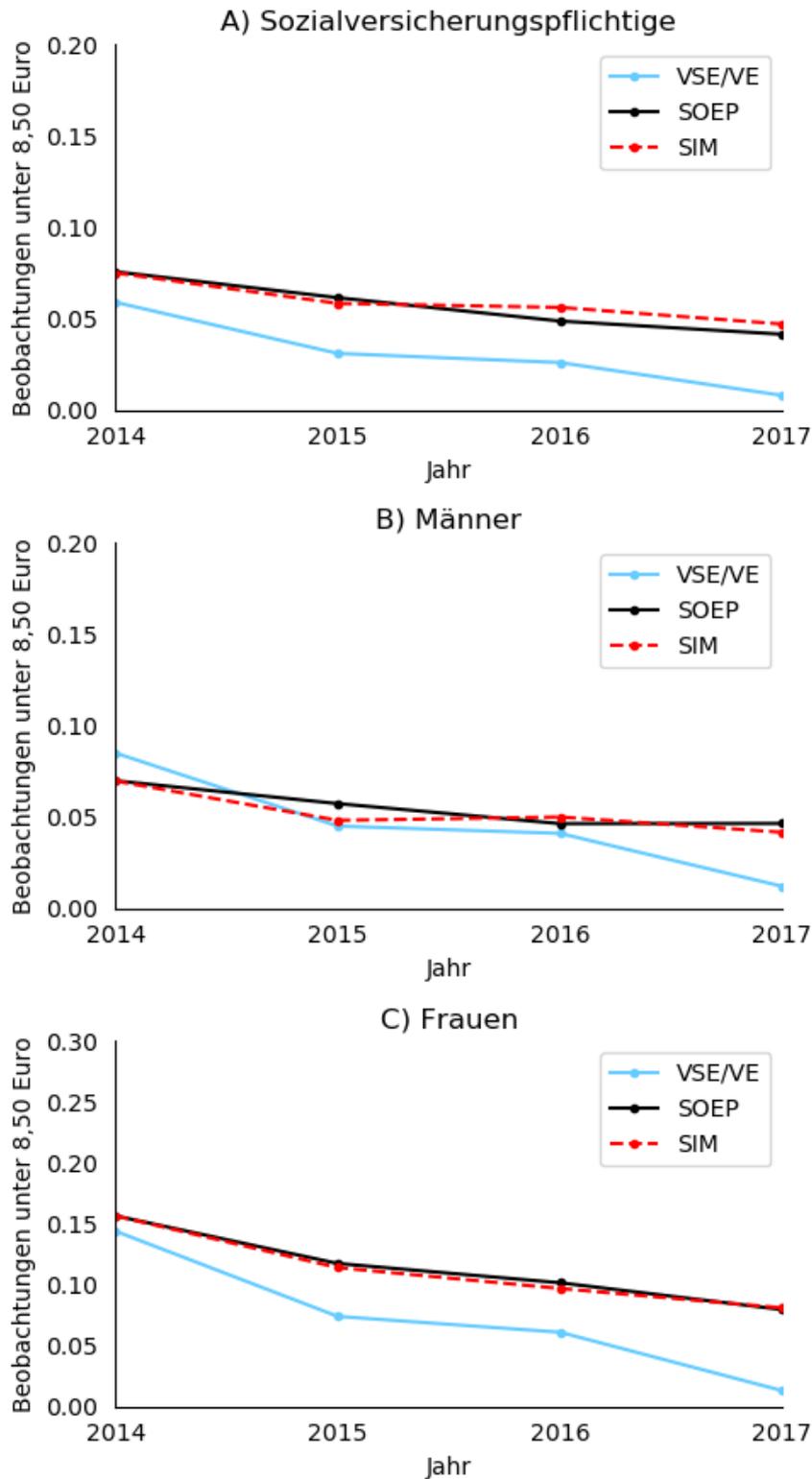
Beobachtete und Simulierte Non-Compliance - tatsächliche Arbeitszeit



Quellen: SOEP.v34, VSE 2014, VE 2015-2017. – Anmerkungen: Dargestellt werden Verläufe des Anteils von Beschäftigten unter 8,50 Euro getrennt für SOEP, VSE/VE und simulierter Verteilung SIM, basierend auf tatsächlicher Arbeitszeit.

Abbildung A 4.3

Beobachtete und Simulierte Non-Compliance für Untergruppen



Quellen: SOEP.v34, VSE 2014, VE 2015-2017. – Dargestellt werden Verläufe des Anteils von Beschäftigten unter 8,50 Euro getrennt für SOEP, VSE/VE und simulierter Verteilung SIM, separat nach Unterstichproben.

Tabelle A 4.1

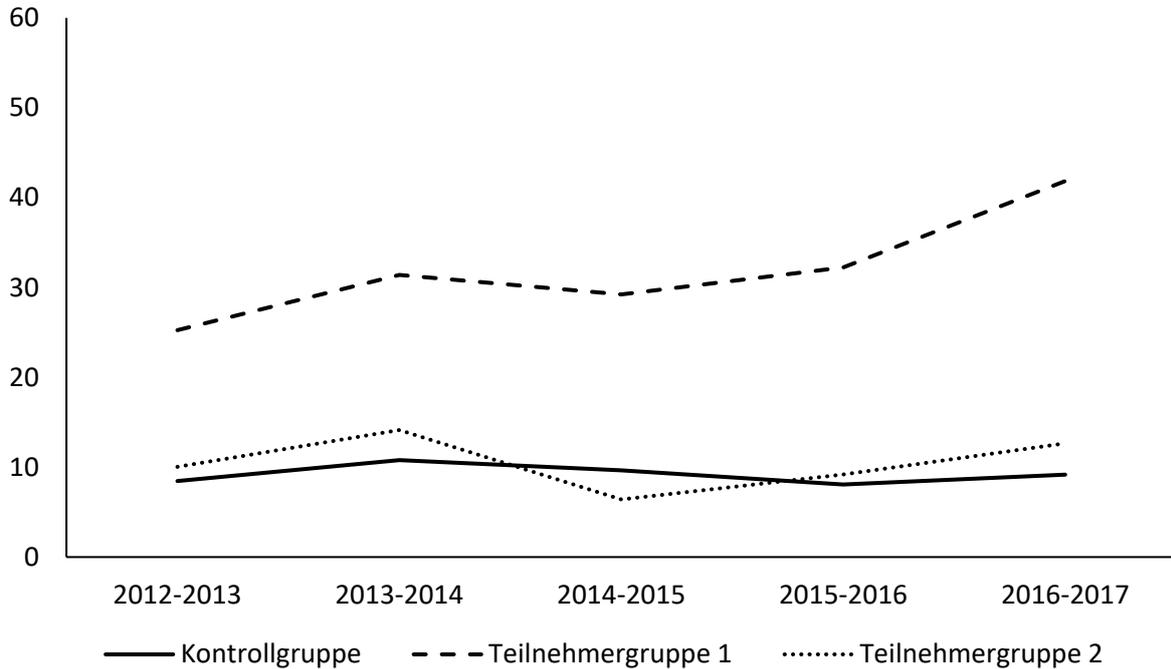
Parameter der Fehlerverteilungen für Unterstichproben

	Unterstichprobe				
	Alle	svB	geB	Männer	Frauen
Parameter Baseline-Spezifikation					
white-noise	2,22	1,85	-	2,54	1,74
reporting-to-the-mean	0,19	0,21	-	0,24	0,09
shift	-1,59	-2,53	-	-1,84	-1,05
Parameter reduzierte Spezifikation					
white-noise	2,1	2,91	2,83	0,86	2,75
reporting-to-the-mean	-	-	-	-	-
shift	-	-	-	-	-

Quellen: SOEP.v34, VSE 2014, VE 2015-2017. – AAnmerkungen: Diese Verteilung fasst simulierte Parameter der Fehlerverteilungen für Unterstichproben nach Beschäftigungsart und Geschlecht zusammen. Werte für geringfügig Beschäftigte liegen außerhalb des plausiblen Spektrums und werden nicht ausgegeben.

Abbildung A 5.1.1

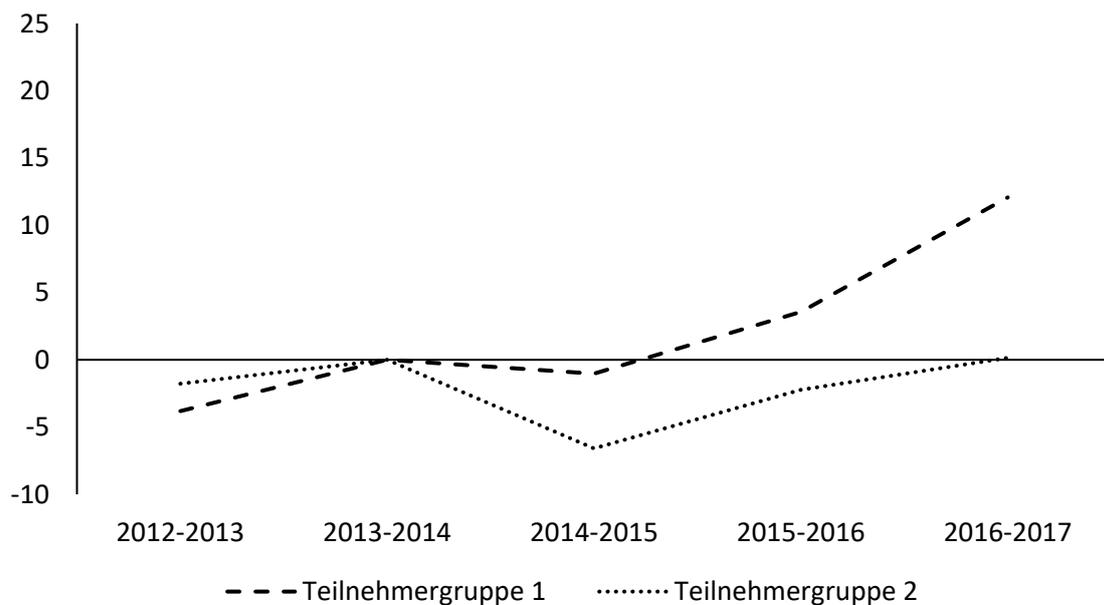
Personalisierte Lohnwachstumskurven mit tatsächlichen Stundenlöhnen
in % (y-Achse) pro Jahr (x-Achse)



Quelle: SOEP.v34. – Anmerkungen: Basierend auf der Längsschnittstichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3. Teilnehmer- sowie Kontrollgruppe werden entsprechend Kapitel 5.1.1 eingeteilt.

Abbildung A 5.1.2

Relative personalisierte Lohnwachstumskurven mit tatsächlichen Stundenlöhnen
in % (y-Achse) pro Jahr (x-Achse)

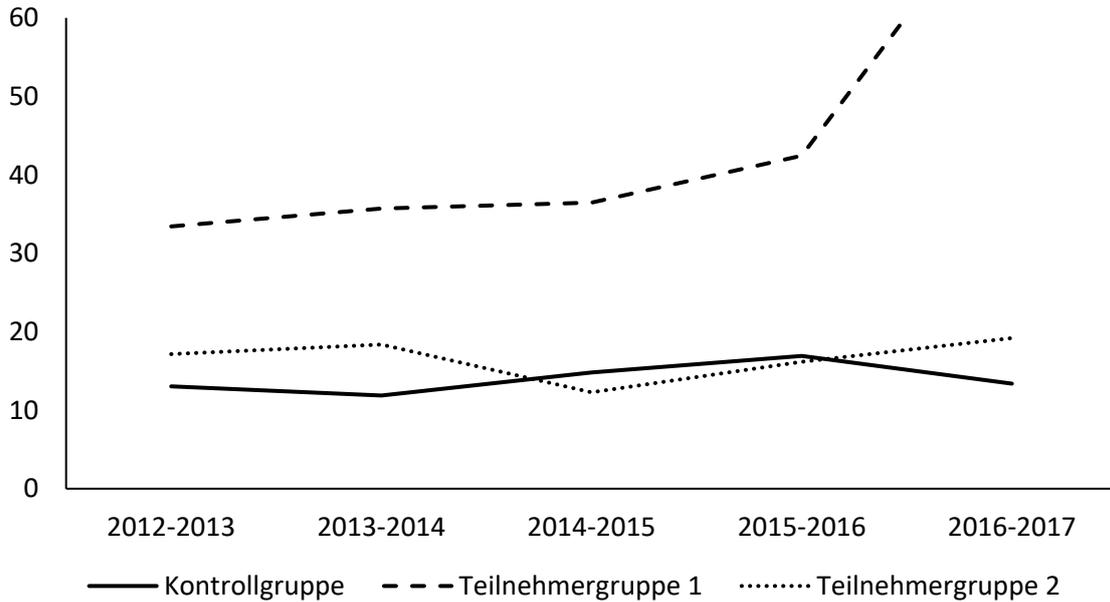


Quelle: SOEP.v34. – Anmerkungen: Basierend auf der Längsschnittstichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3. Teilnehmer- sowie Kontrollgruppe werden entsprechend Kapitel 5.1.1 eingeteilt.

Abbildung A 5.1.3

Personalisierte Lohnwachstumskurven mit Monatslöhnen

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

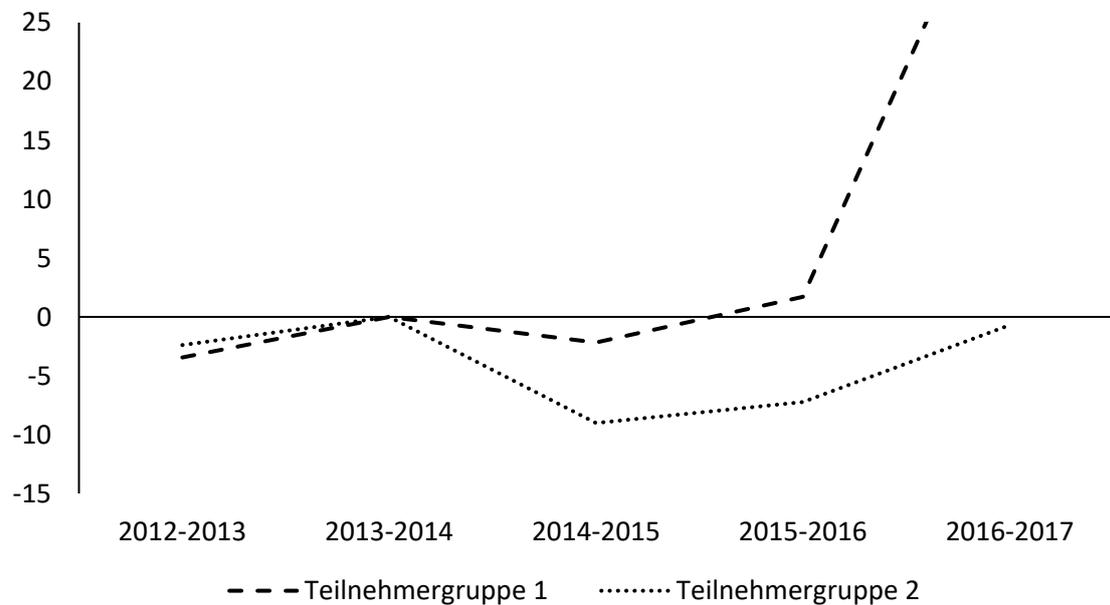


Quelle: SOEP.v34. – Anmerkungen: Basierend auf der Längsschnittstichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3. Teilnehmer- sowie Kontrollgruppe werden entsprechend Kapitel 5.1.1 eingeteilt.

Abbildung A 5.1.4

Relative personalisierte Lohnwachstumskurven mit Monatslöhnen

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



Quelle: SOEP.v34. – Anmerkungen: Basierend auf der Längsschnittstichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3. Teilnehmer- sowie Kontrollgruppe werden entsprechend Kapitel 5.1.1 eingeteilt.

Tabelle A 5.1.1

Mindestlohneffekt auf das relative Wachstum von vertraglichen Stundenlöhnen

	1	2	3
Konstante	7,00 ^{***} (0,96)	22,84 ^{***} (2,74)	18,73 ^{***} (2,81)
TG: Unter 8,50	12,71 ^{***} (1,64)	14,32 ^{***} (1,67)	14,29 ^{***} (1,67)
Placebo 2012-2013	-2,03 (2,30)	-0,97 (2,33)	-1,29 (2,32)
DiDiD 2014-2015	3,89 [*] (2,32)	4,41 [*] (2,45)	4,31 [*] (2,44)
DiDiD 2015-2016	4,40 [*] (2,45)	4,31 [*] (2,46)	4,12 [*] (2,45)
Jahres-Dummies	Ja	Ja	Ja
Soziodemografische Informationen		Ja	Ja
Beschäftigungscharakteristika		Ja	Ja
Veränderung in Beschäftigung			Ja
Beobachtungen	5.428	4.884	4.884
Adj. R ²	0,05	0,09	0,09

Quelle: SOEP.v34, Erhebungsjahre 2012-2017. – Anmerkungen: DiDiD-Regression. Robuste Standardfehler in Klammern, auf Personenebene geclustert mit * $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$. Es werden keine Hochrechnungsfaktoren genutzt. Die Referenzgruppe in Spalte 3 ist männlich, verheiratet, hat keine Kinder unter 16 Jahre im Haushalt, arbeitet Vollzeit und unbefristet im Produktions-Sektor in einer mittelgroßen Firma, hat ein mittleres Bildungsniveau, die deutsche Staatsbürgerschaft, wohnt in den alten Bundesländern und berichtet keinen Arbeitsplatzwechsel. Alle Koeffizienten sind in Prozent ausgewiesen. Basierend auf der Längsschnittstichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3. TG steht für die Teilnehmergruppe. Die Teilnehmergruppen werden mit den jeweils angegebenen Jahreswerten interagiert. DiDiD steht hierbei für den Effekt durch die Mindestlohneinführung bzw. -erhöhung, während Placebo für die Jahre vor der Mindestlohneinführung bzw. -erhöhung steht. Die Koeffizienten DiDiD und Placebo sind als das zusätzliche Wachstum zum Koeffizienten von TG 1 bzw. TG 2 zu interpretieren.

Tabelle A 5.1.2

Mindestlohneffekt auf das relative Wachstum von tatsächlichen Stundenlöhnen

	1	2	3
Konstante	7,50*** (0,91)	20,96*** (2,33)	17,78*** (2,39)
TG: Unter 8,50	11,56*** (1,43)	12,33*** (1,44)	12,16*** (1,44)
Placebo 2012-2013	-1,49 (1,98)	-0,12 (1,99)	-0,20 (1,98)
DiDiD 2014-2015	2,06 (2,04)	2,58 (2,16)	2,70 (2,15)
DiDiD 2015-2016	3,15 (2,06)	3,21 (2,04)	3,22 (2,03)
Jahres-Dummies	Ja	Ja	Ja
Soziodemografische Informationen		Ja	Ja
Beschäftigungscharakteristika		Ja	Ja
Veränderung in Beschäftigung			Ja
Beobachtungen	6.858	6.233	6.233
Adj. R ²	0,04	0,07	0,08

Quelle: SOEP.v34, Erhebungsjahre 2012-2017. – Anmerkungen: DiDiD-Regression. Robuste Standardfehler in Klammern, auf Personenebene geclustert mit * $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$. Es werden keine Hochrechnungsfaktoren genutzt. Die Referenzgruppe in Spalte 3 ist männlich, verheiratet, hat keine Kinder unter 16 Jahre im Haushalt, arbeitet Vollzeit und unbefristet im Produktions-Sektor in einer mittelgroßen Firma, hat ein mittleres Bildungsniveau, die deutsche Staatsbürgerschaft, wohnt in den alten Bundesländern und berichtet keinen Arbeitsplatzwechsel. Alle Koeffizienten sind in Prozent ausgewiesen. Basierend auf der Längsschnittstichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3. TG steht für die Teilnehmergruppe. Die Teilnehmergruppen werden mit den jeweils angegebenen Jahreswerten interagiert. DiDiD steht hierbei für den Effekt durch die Mindestlohneinführung bzw. -erhöhung, während Placebo für die Jahre vor der Mindestlohneinführung bzw. -erhöhung steht. Die Koeffizienten DiDiD und Placebo sind als das zusätzliche Wachstum zum Koeffizienten von TG 1 bzw. TG 2 zu interpretieren.

Tabelle A 5.1.3

Komposition von Teilnehmer- und Kontrollgruppen in den Jahren 2014 und 2015

	2014			2015		
	Unter 8,50	8,50 bis 8,84	8,84 bis 10	Unter 8,50	8,50 bis 8,84	8,84 bis 10
Alter	42,7	43,1	41,3	42,7	41,7	42,6
Weiblich	78,0	71,1	68,5	76,3	65,9	66,8
Verheiratet	59,7	66,4	58,8	61,4	67,0	59,0
AusländerInnen	15,5	14,8	16,3	20,4	17,9	21,3
Keine Berufsausbildung	28,5	21,6	23,4	29,3	25,7	24,5
Abgeschlossene Lehre	62,1	70,9	67,4	60,1	64,2	65,1
Universitätsabschluss	9,4	7,4	9,2	10,6	10,1	10,4
Kind im Haushalt	44,4	44,3	44,0	42,8	48,6	44,8
Wohnhaft in Ostdeutschland	33,9	31,5	34,7	30,5	41,9	32,7
Vollzeitbeschäftigt	46,4	54,4	66,0	46,8	59,2	63,2
Teilzeitbeschäftigt	19,2	16,1	19,3	19,5	12,3	21,5
Geringfügig Beschäftigte	34,5	29,5	14,7	33,7	28,5	15,2
Befristeter Vertrag	15,1	14,8	17,7	16,8	19,1	17,0
Firmengröße						
weniger als 20	47,7	38,8	36,0	49,5	45,2	39,5
mehr als 20, weniger als 200	29,1	32,7	35,5	28,5	33,3	32,3
mehr als 200	23,2	28,6	28,5	22,0	21,5	28,2
Sektor						
Primärsektor	1,0	0	0,8	0,4	0	0,5
Produzierendes Gewerbe	16,4	20,3	22,7	15,4	27,2	23,0
Verkauf, Transport, Logistik	27,7	26,3	21,0	25,0	24,9	22,6
Dienstleistungen	14,1	11,9	12,7	15,0	13,0	13,9
Öff. Verwaltung, Bildung, Gesundheit	26,5	27,1	31,4	24,0	20,7	27,1
Sonstige	14,1	14,4	11,3	20,2	14,2	13,0
Veränderung in der Arbeitsstelle in t und t+1						
Beruf	37,8	36,9	39,0	32,1	37,4	26,0
Befristung	13,7	13,4	13,8	14,0	15,6	13,5
Firmengröße	22,8	26,8	23,4	24,1	25,1	20,0
Sektor	37,0	30,9	30,4	6,6	6,1	5,4
Beobachtungen	714	149	441	573	179	446

Quelle: SOEP.v34, Erhebungsjahre 2014 und 2015. – Anmerkungen: Ungewichtete Werte basierend auf der Längsschnittstichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3. Alle Werte in Prozent mit Ausnahme Alter, hierbei handelt es sich um eine Mittelwertangabe.

Tabelle A 5.1.4

Komposition von Teilnehmer- und Kontrollgruppen in den Jahren 2016 und 2017

	2016			2017		
	Unter 8,50	8,50 bis 8,84	8,84 bis 10	Unter 8,50	8,50 bis 8,84	8,84 bis 10
Alter	43,1	42,7	43	45,4	45,3	44,8
Weiblich	75,7	68,1	69,7	74,8	72,9	70,6
Verheiratet	59,8	57,1	60,0	62,2	67,6	60,0
AusländerInnen	22,7	15,3	17,0	23,3	17,9	14,1
Keine Berufsausbildung	29,4	30	20,2	29,6	32,1	23,4
Abgeschlossene Lehre	59,3	63,8	69,2	60,6	57,9	66,9
Universitätsabschluss	11,3	6,3	10,6	9,8	10	9,7
Kind im Haushalt	45,9	37,4	42,4	40,6	40,7	38,6
Wohnhaft in Ostdeutschland	30,3	36,2	37,2	24,7	27,1	37,3
Vollzeitbeschäftigt	42,4	54,0	63,8	38,9	47,9	61,0
Teilzeitbeschäftigt	22,0	14,1	22,9	20,1	15	23,9
Geringfügig Beschäftigte	35,6	31,9	13,3	41,0	37,1	15,1
Befristeter Vertrag	18,8	15,3	18,9	14,1	13,6	14,0
Firmengröße						
weniger als 20	49,2	41,3	43,9	51,9	42,0	37,4
mehr als 20, weniger als 200	25,6	33,8	30,4	26,7	29,0	29,6
mehr als 200	25,2	25	25,7	21,4	29,0	33,0
Sektor						
Primärsektor	0,5	0	0,5	0,2	0	0,6
Produzierendes Gewerbe	15,6	22,4	23,7	13,7	17,9	19,8
Verkauf, Transport, Logistik	25	28,3	24,4	27,4	29,1	27,5
Dienstleistungen	16,6	15,8	11,7	14,8	16,4	13,4
Öff. Verwaltung, Bildung, Gesundheit	25,8	19,7	28,2	23,3	22,4	24,9
Sonstige	16,6	13,8	11,5	20,7	14,2	13,8
Veränderung in der Arbeits- stelle in t und t+1						
Beruf	26,8	29,4	23,6	0	0	0
Befristung	16,3	12,9	12,2	0	0	0
Firmengröße	25,5	26,4	24,8	0	0	0
Sektor	28,9	23,3	20,2	0	0	0
Beobachtungen	436	163	436	473	140	510

Quelle: SOEP.v34, Erhebungsjahre 2016 und 2017. – Anmerkungen: Ungewichtete Werte basierend auf der Längsschnittstichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3. Alle Werte in Prozent mit Ausnahme Alter, hierbei handelt es sich um eine Mittelwertangabe.

Tabelle A 5.1.5

Mindestlohneffekt auf das relative Wachstum von Bruttomonatslöhnen

	1	2	3
Konstante	6,74 ^{***} (1,21)	30,13 ^{***} (3,32)	23,72 ^{***} (3,43)
TG: Unter 8,50	11,40 ^{***} (1,93)	10,41 ^{***} (1,97)	10,36 ^{***} (1,98)
Placebo 2012-2013	-2,99 (2,71)	-1,43 (2,75)	-1,98 (2,75)
DiDiD 2014-2015	0,44 (2,90)	2,10 (3,02)	1,93 (3,00)
DiDiD 2015-2016	1,40 (2,98)	1,59 (2,97)	1,28 (2,95)
Jahres-Dummies	Ja	Ja	Ja
Soziodemografische Informationen		Ja	Ja
Beschäftigungscharakteristika		Ja	Ja
Veränderung in Beschäftigung			Ja
Beobachtungen	5.428	4.884	4.884
Adj. R ²	0,02	0,08	0,09

Quelle: SOEP.v34, Erhebungsjahre 2012-2017. – Anmerkungen: DiDiD-Regression. Robuste Standardfehler in Klammern, auf Personenebene geclustert mit * $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$. Es werden keine Hochrechnungsfaktoren genutzt. Die Referenzgruppe in Spalte 3 ist männlich, verheiratet, hat keine Kinder unter 16 Jahre im Haushalt, arbeitet Vollzeit und unbefristet im Produktions-Sektor in einer mittelgroßen Firma, hat ein mittleres Bildungsniveau, die deutsche Staatsbürgerschaft, wohnt in den alten Bundesländern und berichtet keinen Arbeitsplatzwechsel. Alle Koeffizienten sind in Prozent ausgewiesen. Basierend auf der Längsschnittstichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3. TG steht für die Teilnehmergruppe. Die Teilnehmergruppen werden mit den jeweils angegebenen Jahreswerten interagiert. DiDiD steht hierbei für den Effekt durch die Mindestlohneinführung bzw. -erhöhung, während Placebo für die Jahre vor der Mindestlohneinführung bzw. -erhöhung steht. Die Koeffizienten DiDiD und Placebo sind als das zusätzliche Wachstum zum Koeffizienten von TG 1 bzw. TG 2 zu interpretieren.

Tabelle A 5.1.6

Robustheitsanalysen mit Bruttomonatslöhnen

	Basis- stichprobe	5,0%- Band	Lohn in t > EUR 5,00	Lohn in t+1 > EUR 5,00	Stunden > 20 h/Wo- che
	1	2	3	4	5
Konstante	21,65*** (3,24)	24,28*** (3,99)	19,63*** (2,99)	21,23*** (3,05)	23,93*** (2,90)
TG 1: Unter 8,50	11,37*** (2,11)	12,09*** (2,44)	6,92*** (2,06)	10,94*** (2,05)	11,03*** (1,98)
Placebo 2012-2013	-2,18 (2,91)	-1,89 (3,34)	-2,40 (2,74)	-4,13 (2,76)	-1,79 (2,78)
DiDiD 2014-2015	0,52 (3,19)	1,34 (3,78)	4,17 (3,15)	2,82 (3,07)	4,17 (2,87)
DiDiD 2015-2016	0,06 (3,11)	1,83 (3,80)	3,05 (2,99)	-0,64 (2,98)	1,11 (2,90)
DiDiD 2016-2017	3,36 (3,61)	7,20* (4,36)	2,45 (3,31)	2,57 (3,41)	2,98 (3,27)
TG 2: 8,50 bis 8,84	4,80* (2,82)		5,03* (2,80)	5,36* (2,75)	1,65 (2,60)
Placebo 2012-2013	0,54 (4,34)		-0,40 (4,29)	-0,87 (4,27)	4,43 (3,87)
Placebo 2014-2015	-5,56 (4,15)		-5,70 (4,12)	-5,17 (4,05)	0,65 (3,56)
Placebo 2015-2016	-5,21 (4,06)		-4,93 (4,05)	-4,00 (3,79)	-0,61 (3,89)
DiDiD 2016-2017	-1,14 (3,80)		-0,97 (3,78)	-1,78 (3,73)	3,77 (3,34)
Kontrollvariablen	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
Beobachtungen	5.807	4.087	5.390	5.460	3.581
Adj. R ²	0,10	0,10	0,09	0,11	0,10

Quelle: SOEP.v34, Erhebungsjahre 2012-2017. – Anmerkungen: DiDiD-Regression. Robuste Standardfehler in Klammern, auf Personenebene geclustert mit * $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$. Es werden keine Hochrechnungsfaktoren genutzt. Die Referenzgruppe ist männlich, verheiratet, hat keine Kinder unter 16 Jahre im Haushalt, arbeitet Vollzeit und unbefristet im Produktions-Sektor in einer mittelgroßen Firma, hat ein mittleres Bildungsniveau, die deutsche Staatsbürgerschaft, wohnt in den alten Bundesländern und berichtet keinen Arbeitsplatzwechsel. Alle Koeffizienten sind in Prozent ausgewiesen. Basierend auf der Längsschnittstichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3. TG 1 ist die erste Teilnehmergruppe und TG 2 ist die zweite Teilnehmergruppe wie in Abschnitt 5.1.1 beschrieben. Die Teilnehmergruppen werden mit den jeweils angegebenen Jahreswerten interagiert. DiDiD steht hierbei für den Effekt durch die Mindestlohneinführung bzw. -erhöhung, während Placebo für die Jahre vor der Mindestlohneinführung bzw. -erhöhung steht. Die Koeffizienten DiDiD und Placebo sind als das zusätzliche Wachstum zum Koeffizienten von TG 1 bzw. TG 2 zu interpretieren.

Tabelle A 5.1.7

Test auf Spillover-Effekte mit Bruttonomatslöhnen

	Basisstichprobe 1	Spillover 2
Konstante	21,65*** (3,24)	19,86*** (2,68)
TG 1: Unter 8,50	11,37*** (2,11)	11,15*** (2,10)
Placebo 2012-2013	-2,18 (2,91)	-2,24 (2,90)
DiDiD 2014-2015	0,52 (3,19)	0,54 (3,19)
DiDiD 2015-2016	0,06 (3,11)	0,26 (3,12)
DiDiD 2016-2017	3,36 (3,61)	3,56 (3,61)
TG 2: 8,50 bis 8,84	4,80* (2,82)	4,82* (2,79)
Placebo 2012-2013	0,54 (4,34)	0,45 (4,29)
Placebo 2014-2015	-5,56 (4,15)	-5,57 (4,14)
Placebo 2015-2016	-5,21 (4,06)	-4,96 (4,04)
DiDiD 2016-2017	-1,14 (3,80)	-1,14 (3,78)
KG 2: 10 bis 11,50		0,51 (1,78)
Placebo 2012-2013		0,67 (2,43)
Placebo 2014-2015		-3,28 (2,70)
Placebo 2015-2016		-3,49 (2,55)
DiDiD 2016-2017		0,09 (2,56)
Kontrollvariablen	Ja	Ja
Beobachtungen	5.807	8.391
Adj. R ²	0,10	0,09

Quelle: SOEP.v34, Erhebungsjahre 2012-2017. – Anmerkungen: DiDiD-Regression. Robuste Standardfehler in Klammern, auf Personenebene geclustert mit * $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$. Es werden keine Hochrechnungsfaktoren genutzt. Die Referenzgruppe ist männlich, verheiratet, hat keine Kinder unter 16 Jahre im Haushalt, arbeitet Vollzeit und unbefristet im Produktions-Sektor in einer mittelgroßen Firma, hat ein mittleres Bildungsniveau, die deutsche Staatsbürgerschaft, wohnt in den alten Bundesländern und berichtet keinen Arbeitsplatzwechsel. Alle Koeffizienten sind in Prozent ausgewiesen. Basierend auf der Längsschnittstichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3. TG 1 ist die erste Teilnehmergruppe und TG 2 ist die zweite Teilnehmergruppe wie in Abschnitt 5.1.1 beschrieben. KG 2 steht für die zweite Kontrollgruppe. Die Teilnehmergruppen und Kontrollgruppe werden mit den jeweils angegebenen Jahreswerten interagiert. DiDiD steht hierbei für den Effekt durch die Mindestlohneinführung bzw. -erhöhung, während Placebo für die Jahre vor der Mindestlohneinführung bzw. -erhöhung steht. Die Koeffizienten DiDiD und Placebo sind als das zusätzliche Wachstum zum Koeffizienten von TG 1 bzw. TG 2 zu interpretieren.

Tabelle A 5.1.8

Heterogenitätsanalysen nach Beschäftigungsart mit Bruttomonatslöhnen

	Basisstich- probe 1	Vollzeitbe- schäftigt 2	Teilzeit- Beschäftigt 3	Geringfügig Beschäftigte 4
Konstante	21,65*** (3,24)	21,84*** (2,74)	10,81 (8,48)	4,96 (9,10)
TG 1: Unter 8,50	11,37*** (2,11)	10,76*** (1,90)	14,53*** (4,38)	12,13* (6,30)
Placebo 2012-2013	-2,18 (2,91)	-1,30 (2,61)	-12,60** (6,00)	-6,52 (7,45)
DiDiD 2014-2015	0,52 (3,19)	3,20 (2,74)	-0,30 (6,01)	-13,15 (9,39)
DiDiD 2015-2016	0,06 (3,11)	4,48 (2,88)	2,80 (6,01)	-14,77* (8,30)
DiDiD 2016-2017	3,36 (3,61)	3,99 (3,35)	-0,16 (7,35)	-11,65 (7,49)
TG 2: 8,50 bis 8,84	4,80* (2,82)	0,07 (2,58)	7,25 (6,34)	7,77 (6,18)
Placebo 2012-2013	0,54 (4,34)	6,49* (3,89)	-16,93 (10,53)	-2,73 (8,24)
Placebo 2014-2015	-5,56 (4,15)	1,43 (3,26)	-9,75 (11,28)	-22,52** (9,92)
Placebo 2015-2016	-5,21 (4,06)	3,54 (3,49)	4,69 (9,47)	-16,68* (8,86)
DiDiD 2016-2017	-1,14 (3,80)	2,82 (3,24)	-4,94 (8,89)	-16,03** (6,92)
Kontrollvariablen	Ja	Ja	Ja	Ja
Beobachtungen	5.807	2.969	851	1.148
Adj. R ²	0,10	0,14	0,06	0,01

Quelle: SOEP.v34, Erhebungsjahre 2012-2017. – Anmerkungen: DiDiD-Regression. Robuste Standardfehler in Klammern, auf Personenebene geclustert mit * $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$. Es werden keine Hochrechnungsfaktoren genutzt. Die Referenzgruppe ist männlich, verheiratet, hat keine Kinder unter 16 Jahre im Haushalt, arbeitet Vollzeit und unbefristet im Produktions-Sektor in einer mittelgroßen Firma, hat ein mittleres Bildungsniveau, die deutsche Staatsbürgerschaft, wohnt in den alten Bundesländern und berichtet keinen Arbeitsplatzwechsel. Alle Koeffizienten sind in Prozent ausgewiesen. Basierend auf der Längsschnittstichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3. TG 1 ist die erste Teilnehmergruppe und TG 2 ist die zweite Teilnehmergruppe wie in Abschnitt 5.1.1 beschrieben. Die Teilnehmergruppen werden mit den jeweils angegebenen Jahreswerten interagiert. DiDiD steht hierbei für den Effekt durch die Mindestlohneinführung bzw. -erhöhung, während Placebo für die Jahre vor der Mindestlohneinführung bzw. -erhöhung steht. Die Koeffizienten DiDiD und Placebo sind als das zusätzliche Wachstum zum Koeffizienten von TG 1 bzw. TG 2 zu interpretieren.

Tabelle A 5.1.9

Heterogenitätsanalysen nach Geschlecht und Region mit Bruttomonatslöhnen

	Basis- stichprobe 1	Weiblich 2	Männ- lich 3	Ost- Deutschland 4	West- Deutschland 5
Konstante	21,65*** (3,24)	12,80*** (3,94)	25,92*** (6,02)	17,92*** (4,35)	21,34*** (4,38)
TG 1: Unter 8,50	11,37*** (2,11)	10,80*** (2,60)	14,56*** (3,63)	8,17*** (2,95)	12,26*** (2,80)
Placebo 2012-2013	-2,18 (2,91)	-2,62 (3,53)	-3,33 (5,23)	-3,58 (3,72)	-0,88 (4,01)
DiDiD 2014-2015	0,52 (3,19)	0,69 (3,73)	-2,32 (6,41)	3,88 (4,26)	-1,24 (4,43)
DiDiD 2015-2016	0,06 (3,11)	-1,12 (3,72)	1,08 (5,86)	-4,17 (4,37)	2,03 (4,09)
DiDiD 2016-2017	3,36 (3,61)	-0,16 (4,06)	12,67 (7,85)	4,40 (4,65)	2,65 (4,86)
TG 2: 8,50 bis 8,84	4,80* (2,82)	5,90 (3,64)	3,55 (4,50)	2,13 (3,54)	5,55 (3,82)
Placebo 2012-2013	0,54 (4,34)	-4,28 (5,57)	10,07 (6,93)	-3,14 (4,82)	3,37 (6,46)
Placebo 2014-2015	-5,56 (4,15)	-7,51 (5,21)	-1,20 (7,03)	1,88 (4,93)	-8,61 (5,76)
Placebo 2015-2016	-5,21 (4,06)	-9,01* (5,37)	2,41 (6,11)	-0,42 (5,22)	-7,51 (5,60)
DiDiD 2016-2017	-1,14 (3,80)	-3,39 (4,81)	4,14 (6,44)	-2,11 (4,87)	-0,60 (5,23)
Kontrollvariablen	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
Beobachtungen	5.807	4.206	1.601	2.050	3.745
Adj. R ²	0,10	0,08	0,14	0,09	0,09

Quelle: SOEP.v34, Erhebungsjahre 2012-2017. – Anmerkungen: DiDiD-Regression. Robuste Standardfehler in Klammern, auf Personenebene geclustert mit * $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$. Es werden keine Hochrechnungsfaktoren genutzt. Die Referenzgruppe ist männlich, verheiratet, hat keine Kinder unter 16 Jahre im Haushalt, arbeitet Vollzeit und unbefristet im Produktions-Sektor in einer mittelgroßen Firma, hat ein mittleres Bildungsniveau, die deutsche Staatsbürgerschaft, wohnt in den alten Bundesländern und berichtet keinen Arbeitsplatzwechsel. Alle Koeffizienten sind in Prozent ausgewiesen. Basierend auf der Längsschnittstichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3. TG 1 ist die erste Teilnehmergruppe und TG 2 ist die zweite Teilnehmergruppe wie in Abschnitt 5.1.1 beschrieben. Die Teilnehmergruppen werden mit den jeweils angegebenen Jahreswerten interagiert. DiDiD steht hierbei für den Effekt durch die Mindestlohneinführung bzw. -erhöhung, während Placebo für die Jahre vor der Mindestlohneinführung bzw. -erhöhung steht. Die Koeffizienten DiDiD und Placebo sind als das zusätzliche Wachstum zum Koeffizienten von TG 1 bzw. TG 2 zu interpretieren.

Tabelle A 5.1.10

Mindestlohneffekt auf das relative Wachstum von vertraglichen Stundenlöhnen - Modellierung mit Hilfe der regionalen Eingriffsintensität

	1
Konstante	21,82*** (3,14)
TG 1: Unter 8,50	19,67*** (3,57)
Hoher Eingriff x TG 1	-6,79* (4,06)
Placebo 2012-2013	1,44 (6,26)
DiDiD 2014-2015	4,53 (6,20)
DiDiD 2015-2016	3,73 (6,02)
DiDiD 2016-2017	14,41** (6,87)
TG 2: 8,50 bis 8,84	7,23 (4,45)
Hoher Eingriff x TG 2	-8,26 (5,24)
Placebo 2012-2013	3,00 (7,36)
Placebo 2014-2015	8,17 (8,40)
Placebo 2015-2016	12,87* (6,80)
DiDiD 2016-2017	5,64 (7,66)
Kontrollvariablen	ja
Beobachtungen	5.808
R ²	0,10

Quelle: SOEP.v34, Erhebungsjahre 2012-2017. Anmerkungen: DiDiD-Regression. Robuste Standardfehler in Klammern, auf Personenebene geclustert mit * $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$. Es werden keine Hochrechnungsfaktoren genutzt. Die Referenzgruppe in Spalte 3 ist männlich, verheiratet, hat keine Kinder unter 16 Jahre im Haushalt, arbeitet Vollzeit und unbefristet im Produktions-Sektor in einer mittelgroßen Firma, hat ein mittleres Bildungsniveau, die deutsche Staatsbürgerschaft, wohnt in den alten Bundesländern und berichtet keinen Arbeitsplatzwechsel. Alle Koeffizienten sind in Prozent ausgewiesen. Basierend auf der Längsschnittstichprobe. TG 1 ist die erste Teilnehmergruppe und TG 2 ist die zweite Teilnehmergruppe wie in Abschnitt 5.1.1 beschrieben. Die Teilnehmergruppen werden mit den jeweils angegebenen Jahreswerten und der Eingriffsintensität interagiert. DiDiD steht hierbei für den Effekt durch die Mindestlohneinführung bzw. -erhöhung, während Placebo für die Jahre vor der Mindestlohneinführung bzw. -erhöhung steht. Die Koeffizienten DiDiD und Placebo sind als das zusätzliche Wachstum zum Koeffizienten von TG 1 bzw. TG 2 und der Eingriffsintensität zu interpretieren. Die Regression beinhaltet zusätzlich die Interaktionen der Eingriffsintensität mit den Jahren, die Interaktion der Teilnehmergruppen mit den Jahren sowie die Variable Eingriffsintensität ohne Interaktion. Diese Koeffizienten werden in der Tabelle nicht dargestellt. Die Beobachtungszahlen weichen aufgrund der zusätzlichen Verwendung der Eingriffsintensitätsvariable von den üblichen Beobachtungszahlen ab.

Tabelle A 5.2.1

Mindestlohneffekte auf den Logarithmus der vertraglichen Arbeitszeit, ohne Personen, die umgezogen sind

	Baseline	Ohne Umzüge	Gesundheit	Jahres-Dummies	vertragliche Arbeitszeit FE	tatsächliche Arbeitszeit FE
	1	2	3	4	5	6
Konstante	3,26*** (0,05)	3,23*** (0,05)	3,27*** (0,04)	3,27*** (0,05)	3,19*** (0,10)	3,19*** (0,10)
Jahre ab 2015	0,05*** (0,01)	0,05*** (0,01)	0,04*** (0,01)	0,04*** (0,01)	0,04*** (0,01)	0,04*** (0,01)
Jahre ab 2017	0,06*** (0,02)	0,05*** (0,02)	0,05*** (0,02)	0,05*** (0,02)	0,05*** (0,02)	0,06*** (0,02)
Kaitz	0,30*** (0,03)	0,35*** (0,04)	0,29*** (0,03)	0,29*** (0,03)	-0,05 (0,12)	0,02 (0,12)
DiD 2014-2015	-0,06*** (0,02)	-0,06*** (0,02)	-0,05** (0,02)	-0,05** (0,02)	-0,05** (0,02)	-0,06*** (0,02)
DiD 2014-2017	-0,08*** (0,03)	-0,07** (0,03)	-0,07** (0,03)	-0,07** (0,03)	-0,06** (0,03)	-0,09*** (0,03)
Soziodemografische Informationen	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
Beschäftigungscharakteristika	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
Gesundheits-Dummies			Ja	Ja	Ja	Ja
Jahres -Dummies				Ja	Ja	Ja
Fixe Effekte					Ja	Ja
Beobachtungen	49.229	47.577	49.204	49.204	49.204	49.204
Adj. R ²	0,24	0,24	0,24	0,24	0,03	0,04

Quelle: SOEP.v34, Erhebungsjahre 2013-2017. – Anmerkungen: DiD-Regression mit Random-Effekten. Robuste Standardfehler in Klammern, auf Personenebene geclustert mit * $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$. Es werden keine Hochrechnungsfaktoren genutzt. Die Referenzgruppe ist männlich, verheiratet, hat keine Kinder unter 16 Jahre im Haushalt, arbeitet unbefristet in einer mittelgroßen Firma, hat ein mittleres Bildungsniveau sowie die deutsche Staatsbürgerschaft und berichtet keinen Arbeitsplatzwechsel. Basierend auf der Längsschnittstichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3. DiD steht hierbei für den Effekt durch die Mindestlohneinführung bzw. -erhöhung.

Tabelle A 5.2.2

Mindestlohneffekte auf die absoluten Werte der vertraglichen und tatsächlichen Arbeitszeit

	vertragliche Arbeitszeit	tatsächliche Arbeitszeit
	1	2
Konstante	31,28*** (1,08)	33,19*** (1,84)
Jahre ab 2015	0,67** (0,29)	0,78** (0,36)
Jahre ab 2017	0,90** (0,40)	1,30*** (0,49)
Kaitz	6,57*** (0,75)	7,29*** (0,91)
DiD 2014-2015	-0,83* (0,45)	-1,34** (0,58)
DiD 2014-2017	-1,25** (0,61)	-2,40*** (0,76)
Soziodemografische Informationen	Ja	Ja
Beschäftigungscharakteristika	Ja	Ja
Veränderung in Beschäftigung	Ja	Ja
Beobachtungen	49.229	49.229
Adj. R ²	0,30	0,28

Quelle: SOEP.v34, Erhebungsjahre 2013-2017. – Anmerkungen: DiD-Regression mit Random-Effekten. Robuste Standardfehler in Klammern, auf Personenebene geclustert mit * $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$. Es werden keine Hochrechnungsfaktoren genutzt. Die Referenzgruppe 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. Basierend auf der Längsschnittstichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3. DiD steht hierbei für den Effekt durch die Mindestlohneinführung bzw. -erhöhung.

Tabelle A 5.2.3

Mindestlohneffekte auf das Wachstum der vertraglichen Wochenarbeitszeiten (DiD-I)

	Replikation Vorstudie	Modifizierte Stichprobe	Modifizierte Stichprobe	Längsschnitt- stichprobe
Konstante	3,83*** (0,03)	3,83*** (0,04)	3,84*** (0,04)	3,86*** (0,03)
TG 1: Unter 8,50	-2,34 (1,80)	-1,66 (2,15)	-1,66 (2,14)	-1,92 (1,79)
Placebo 2014	-2,57 (2,50)	-0,63 (2,76)	-0,55 (2,76)	-2,62 (2,50)
DiD 2015	-4,87* (2,72)	-3,25 (2,98)	-3,45 (2,97)	-0,60 (2,60)
DiD 2016			-4,05 (3,26)	-3,02 (3,03)
DiD 2017			4,07 (3,42)	-0,15 (3,21)
Kontrollvariablen	ja	ja	ja	ja
Beobachtungen	2.603	1.360	2.103	3.982
Adj. R ²	0,208	0,289	0,283	0,220

Quelle: SOEPv34, Erhebungsjahre 2013-2017. Anmerkungen: DiD-Regression. Robuste Standardfehler in Klammern, auf Personenebene geclustert mit * $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$. Es werden keine Hochrechnungsfaktoren genutzt. Die Referenzgruppe ist männlich, verheiratet, hat keine Kinder unter 16 Jahre im Haushalt, arbeitet unbefristet im Produktions-Sektor in einer mittelgroßen Firma, hat ein mittleres Bildungsniveau, die deutsche Staatsbürgerschaft, wohnt in den neuen Bundesländern und berichtet keinen Arbeitsplatzwechsel. Alle Koeffizienten sind in Prozent ausgewiesen. Basierend auf der Längsschnittstichprobe mit mindestens zwei aufeinander folgenden Beobachtungen. DiD steht hierbei für den Effekt durch die Mindestlohneinführung bzw. -erhöhung, während Placebo für die Jahre vor der Mindestlohneinführung bzw. -erhöhung steht.

Tabelle A 5.2.4

Mindestlohneffekte auf den Logarithmus der vertraglichen Arbeitszeit bei konstanten Lohngruppen Teilnehmergruppe

	Vertraglich vereinbarter Stundenlohn in Euro			
	< 8,50	8,50 - 8,84	8,84 - 10	10 - 15
	1	2	3	4
Konstante	2,73*** (0,15)	2,24*** (0,30)	3,24*** (0,20)	3,41*** (0,06)
Jahre ab 2015	-0,03 (0,13)	-0,16 (0,24)	-0,30** (0,13)	-0,09** (0,04)
Jahre ab 2017	-0,22 (0,16)	-0,53 (0,33)	-0,41** (0,17)	-0,1 (0,06)
Kaitz	1,11*** (0,17)	1,64*** (0,36)	0,63** (0,26)	0,46*** (0,07)
DiD 2014-2015	0,02 (0,09)	0,15 (0,18)	0,22** (0,10)	0,07** (0,03)
DiD 2014-2017	0,13 (0,12)	0,44* (0,25)	0,30** (0,12)	0,07 (0,04)
Soziodemografische Informationen	Ja	Ja	Ja	Ja
Beschäftigungscharakteristika	Ja	Ja	Ja	Ja
Veränderung in Beschäftigung	Ja	Ja	Ja	Ja
Beobachtungen	2.721	544	1.608	8.530
R ²	0,18	0,30	0,22	0,24

Quelle: SOEP.v34, Erhebungsjahre 2013-2017. – Anmerkungen: DiD-Regression mit Random-Effekten. Robuste Standardfehler in Klammern, auf Personenebene geclustert mit * $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$. Es werden keine Hochrechnungsfaktoren genutzt. Die Referenzgruppe ist männlich, verheiratet, hat keine Kinder unter 16 Jahre im Haushalt, arbeitet unbefristet im Produktions-Sektor in einer mittelgroßen Firma, hat ein mittleres Bildungsniveau, die deutsche Staatsbürgerschaft, wohnt in den neuen Bundesländern und berichtet keinen Arbeitsplatzwechsel. Alle Koeffizienten sind in Prozent ausgewiesen. Basierend auf der Längsschnittstichprobe mit mindestens zwei Beobachtungen. DiD steht hierbei für den Effekt durch die Mindestlohneinführung bzw. -erhöhung.

Tabelle A 5.2.5

Mindestlohneffekte auf den Logarithmus der vertraglichen Arbeitszeit bei jährlich angepasster Teilnehmergruppe

	Vertraglich vereinbarter Stundenlohn in Euro			
	< 8,50	8,50 - 8,84	8,84 - 10	10 - 15
	1	2	3	4
Konstante	2,82*** (0,10)	2,90*** (0,20)	3,15*** (0,12)	3,42*** (0,04)
Jahre ab 2015	-0,27** (0,13)	-0,02 (0,19)	-0,05 (0,12)	0,01 (0,04)
Jahre ab 2017	-0,13 (0,19)	-0,24 (0,26)	-0,07 (0,13)	-0,04 (0,05)
Kaitz	1,04*** (0,12)	1,14*** (0,23)	0,83*** (0,14)	0,42*** (0,06)
DiD 2014-2015	0,20** (0,09)	-0,02 (0,12)	0,03 (0,08)	0,00 (0,03)
DiD 2014-2017	0,08 (0,13)	0,11 (0,18)	0,05 (0,10)	0,04 (0,04)
Soziodemografische Informationen	Ja	Ja	Ja	Ja
Beschäftigungscharakteristika	Ja	Ja	Ja	Ja
Veränderung in Beschäftigung	Ja	Ja	Ja	Ja
Beobachtungen	3.952	953	2.746	13.391
R ²	0,17	0,27	0,23	0,24

Quelle: SOEP.v34, Erhebungsjahre 2013-2017. – Anmerkungen: DiD-Regression mit Random-Effekten. Robuste Standardfehler in Klammern, auf Personenebene geclustert mit * $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$. Es werden keine Hochrechnungsfaktoren genutzt. Die Referenzgruppe ist männlich, verheiratet, hat keine Kinder unter 16 Jahre im Haushalt, arbeitet unbefristet im Produktions-Sektor in einer mittelgroßen Firma, hat ein mittleres Bildungsniveau, die deutsche Staatsbürgerschaft, wohnt in den neuen Bundesländern und berichtet keinen Arbeitsplatzwechsel. Alle Koeffizienten sind in Prozent ausgewiesen. Basierend auf der Längsschnittstichprobe mit mindestens zwei Beobachtungen. DiD steht hierbei für den Effekt durch die Mindestlohneinführung bzw. -erhöhung.

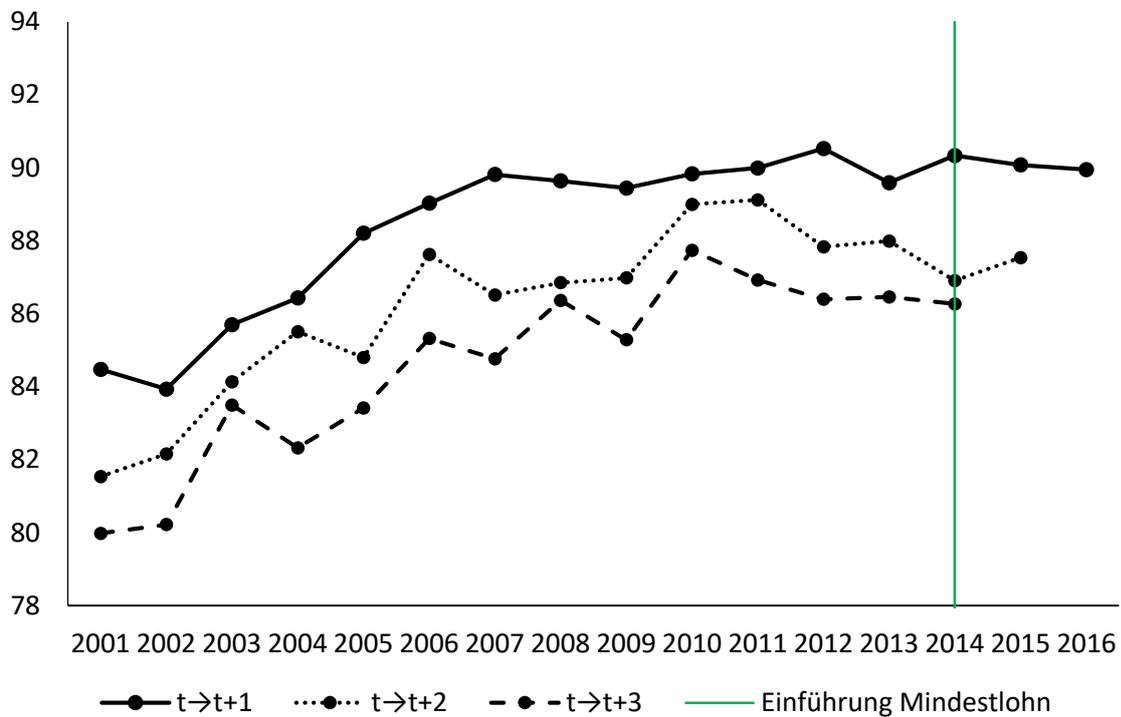
Tabelle A 5.2.6

Placebo-Test für Mindestlohneffekte auf das Wachstum der vertraglichen Arbeitszeit

	1
Konstante	3,48*** (0,03)
Jahr 2014	-0,01 (0,02)
Jahr 2015	0,04** (0,02)
Jahr 2016	0,03* (0,02)
Jahr 2017	0,04** (0,02)
Kaitz	0,29*** (0,04)
Placebo 2014	0,02 (0,02)
DiD 2015	-0,05* (0,03)
DiD 2016	-0,04 (0,03)
DiD 2017	-0,06* (0,03)
Soziodemografische Informationen	Ja
Beschäftigungscharakteristika	Ja
Veränderung in Beschäftigung	Ja
Gesundheits-Dummies	
Jahres -Dummies	
Beobachtungen	49.229
Adj. R ²	0,24

Quelle: SOEP.v34, Erhebungsjahre 2013-2017. – Anmerkungen: DiD-Regression mit Random-Effekten. Robuste Standardfehler in Klammern, auf Personenebene geclustert mit * $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$. Es werden keine Hochrechnungsfaktoren genutzt. Die Referenzgruppe 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 und berichtet keinen Arbeitsplatzwechsel. Basierend auf der Längsschnittstichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3. DiD steht hierbei für den jährlichen Effekt durch die Mindestlohneinführung bzw. -erhöhung.

Abbildung A 6.1
Rangkorrelationen der Lohnmobilität nach Jahresübergängen
 in % (y-Achse) pro Jahr (x-Achse)

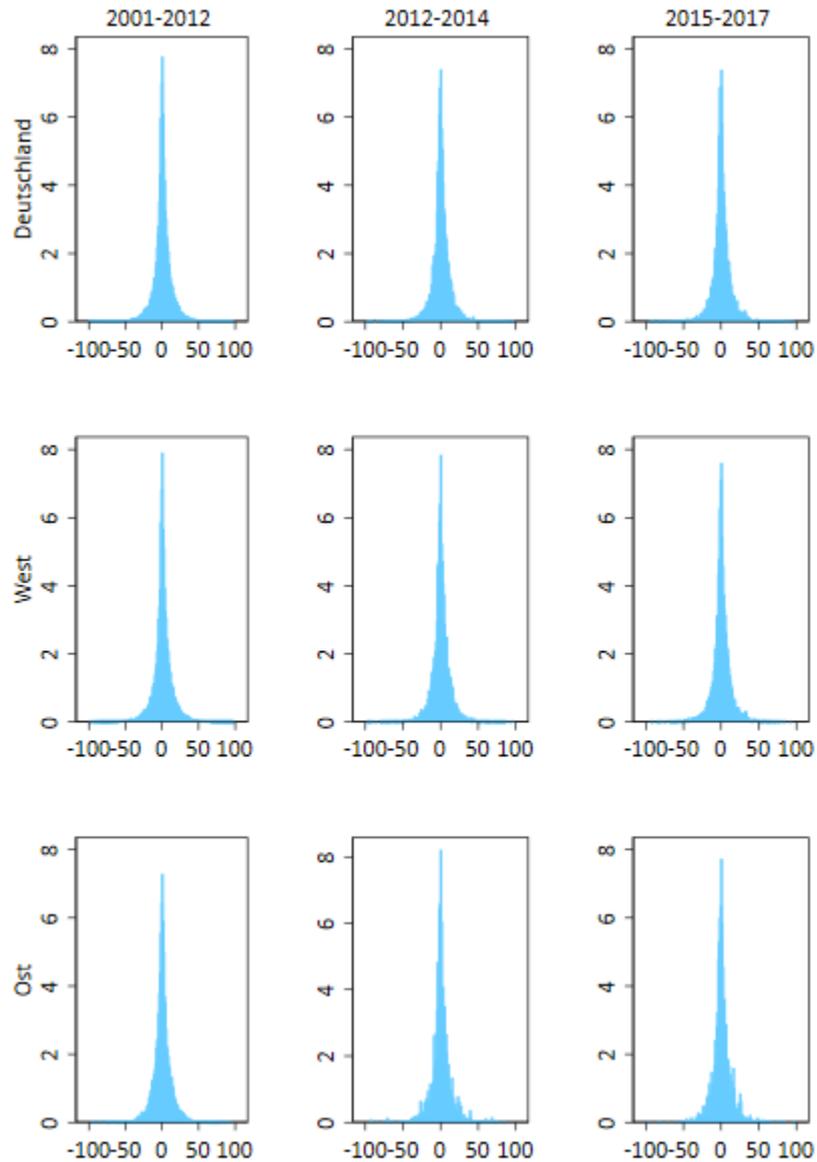


Quelle: SOEP.v34. – Anmerkungen: Korrelation des individuellen Perzentils der Verteilung der tatsächlichen Stundenlöhne zwischen Jahr t und Jahr $t+1$. Einteilung der Perzentile und Berechnung der Durchschnitte erfolgt pro Ausgangsregion und -jahr unter Verwendung von Hochrechnungsfaktoren. Basierend auf der Längsschnittstichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3.

Abbildung A 6.2

Verteilung der Rangwechsel zwischen Lohnperzentilen

in % (y-Achse) nach jährlicher Veränderung des Lohnperzentils (x-Achse)



Quelle: SOEP.v34. – 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.

Tabelle A 6.1

Recentered-Influence-Function-(RIF)-Modell zur Veränderung der Verteilung der Lohnmobilität, detaillierte Dekomposition

	Deutsch- land 1a	Deutsch- land 1b	West 2a	West 2b	Ost 3a	Ost 3b
Insgesamt						
Zeitraum 2012-2014	13,35*** (0,17)		13,82*** (0,19)		12,84*** (0,35)	
Zeitraum 2015-2017	12,79*** (0,15)		13,00*** (0,17)		13,30*** (0,37)	
Differenz	0,56** (0,23)		0,83*** (0,26)		-0,45 (0,51)	
Komposition	0,06 (0,05)		0,07 (0,06)		0,34** (0,17)	
Struktur	0,50** (0,23)		0,75*** (0,26)		-0,79 (0,55)	
	Komposi- tion	Struktur	Komposi- tion	Struk- tur	Komposi- tion	Struk- tur
Weiblich	0,00 (0,01)	0,53* (0,31)	0,00 (0,01)	0,62* (0,35)	-0,00 (0,02)	0,15 (0,70)
Alter (Referenz: Zwischen 25 und 54 Jahre)						
24 Jahre und jünger	-0,00 (0,00)	-0,03 (0,04)	-0,00 (0,01)	-0,02 (0,04)	0,05 (0,04)	-0,02 (0,14)
55 Jahre und älter	0,04*** (0,01)	0,13 (0,10)	0,02 (0,01)	0,10 (0,11)	0,14** (0,05)	0,29 (0,24)
Bildungsabschluss (Referenz: Abgeschlossene Lehre)						
Kein beruflicher Abschluss	0,02 (0,01)	0,19** (0,08)	0,01 (0,02)	0,18* (0,11)	0,04 (0,02)	0,12 (0,09)
Universitätsabschluss	-0,00 (0,01)	0,07 (0,18)	-0,00 (0,01)	-0,02 (0,20)	-0,00 (0,00)	0,41 (0,50)
Unverheiratet	-0,00 (0,00)	0,09 (0,18)	-0,01 (0,01)	-0,10 (0,20)	0,02 (0,02)	0,63 (0,42)
Kind(er) im Haushalt	0,01 (0,01)	0,33 (0,27)	0,01 (0,02)	0,44 (0,32)	0,02 (0,03)	-0,14 (0,53)
Ausländische Staatsangehörigkeit	0,03 (0,03)	0,05 (0,05)	0,02 (0,03)	0,01 (0,06)	0,07 (0,04)	0,05 (0,04)
Beschäftigungsart (Referenz: Vollzeitbeschäftigt)						
Teilzeitbeschäftigt	0,01 (0,02)	0,12 (0,16)	0,02 (0,02)	0,09 (0,19)	-0,01 (0,05)	0,16 (0,31)
Minjob	0,01 (0,01)	0,08 (0,11)	0,01 (0,02)	-0,02 (0,15)	0,00 (0,01)	0,21 (0,14)
Firmengröße (Referenz: 20 bis unter 200 Beschäftigte)						
unter 20 Beschäftigte	-0,00 (0,00)	-0,15 (0,14)	-0,00 (0,00)	-0,08 (0,16)	-0,02 (0,02)	-0,49 (0,36)
200 Beschäftigte und mehr	0,01 (0,01)	-0,31 (0,11)	0,01 (0,01)	-0,52 (0,15)	-0,00 (0,01)	0,20 (0,14)

Auswirkungen des gesetzlichen Mindestlohns auf Löhne und Arbeitszeiten

	Deutsch- land 1a	Deutsch- land 1b	West 2a	West 2b	Ost 3a	Ost 3b
Befristeter Vertrag	(0,00) -0,02 (0,01)	(0,32) 0,09 (0,10)	(0,01) -0,03* (0,01)	(0,37) 0,05 (0,11)	(0,01) 0,03 (0,04)	(0,64) 0,22 (0,28)
Sektor (Referenz: Produzierendes Ge- werbe)						
Verkauf, Transport, Logistik	-0,00 (0,00)	-0,22* (0,12)	-0,00 (0,00)	-0,14 (0,13)	0,00 (0,01)	-0,45* (0,27)
Dienstleistungen	-0,00 (0,00)	-0,10 (0,10)	-0,00 (0,00)	-0,10 (0,12)	0,01 (0,02)	-0,04 (0,19)
Öff. Verwaltung, Bildung, Gesundheit	0,01 (0,01)	-0,28 (0,23)	0,00 (0,01)	-0,23 (0,26)	0,01 (0,02)	-0,64 (0,58)
Sonstige	-0,01 (0,01)	-0,24*** (0,07)	-0,00 (0,01)	0,17* (0,07) *	0,01 (0,03)	0,57** (0,21) *
Stellenwechsel	-0,00 (0,01)	0,05 (0,11)	-0,00 (0,01)	0,07 (0,13)	-0,01 (0,01)	0,08 (0,24)
Berufswechsel	0,01 (0,01)	0,08 (0,07)	0,01 (0,01)	0,06 (0,08)	-0,00 (0,01)	0,17 (0,12)
Beruf (1-Steller, Referenz: Techniker und gleichrangige nichttechnische Berufe)						
Führungskräfte	-0,01* (0,00)	0,04 (0,05)	-0,01 (0,01)	-0,03 (0,05)	-0,02 (0,02)	0,27** (0,13)
Akademische Berufe	0,00 (0,00)	-0,13 (0,17)	0,00 (0,01)	-0,14 (0,19)	-0,00 (0,01)	-0,18 (0,36)
Bürokräfte und verwandte Berufe	-0,00 (0,00)	-0,02 (0,10)	-0,00 (0,00)	-0,01 (0,12)	0,00 (0,01)	0,04 (0,17)
Dienstleistungsberufe und Verkäufer	0,01 (0,01)	-0,02 (0,11)	0,02 (0,01)	-0,10 (0,12)	0,00 (0,02)	0,43* (0,24)
Handwerks- und verwandte Berufe	0,01 (0,01)	-0,04 (0,09)	0,01 (0,01)	-0,07 (0,11)	-0,01 (0,01)	0,21 (0,21)
Bediener von Anlagen und Maschinen und Montageberufe	-0,02** (0,01)	-0,04 (0,06)	-0,03** (0,01)	-0,04 (0,07)	-0,00 (0,00)	0,03 (0,13)
Hilfsarbeitskräfte	-0,01 (0,01)	-0,01 (0,09)	0,01 (0,01)	0,08 (0,09)	-0,03 (0,05)	-0,45* (0,26)
Konstante	0,21 (1,09)		0,32 (1,22)		0,37 (2,18)	
Dezil der Lohnverteilung im Ausgangsjahr t	Ja		Ja		Ja	
Bundesland-Dummies	Ja		Ja		Ja	
Beobachtungen 2012-2014	15.703		12.308		3.395	
Beobachtungen 2015-2017	15.095		12.031		3.064	

Quelle: SOEP.v34. – Änderung der Standardabweichung der Lohnmobilität, 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

2017 dargestellt und in kompositorische und strukturelle Effekte eingeteilt. Jeder Zeitraum umfasst jeweils zwei Übergänge von t nach $t+1$. Basierend auf der Längsschnittstichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3. Robuste Standardfehler in Klammern, auf Personenebene geclustert mit * $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$.

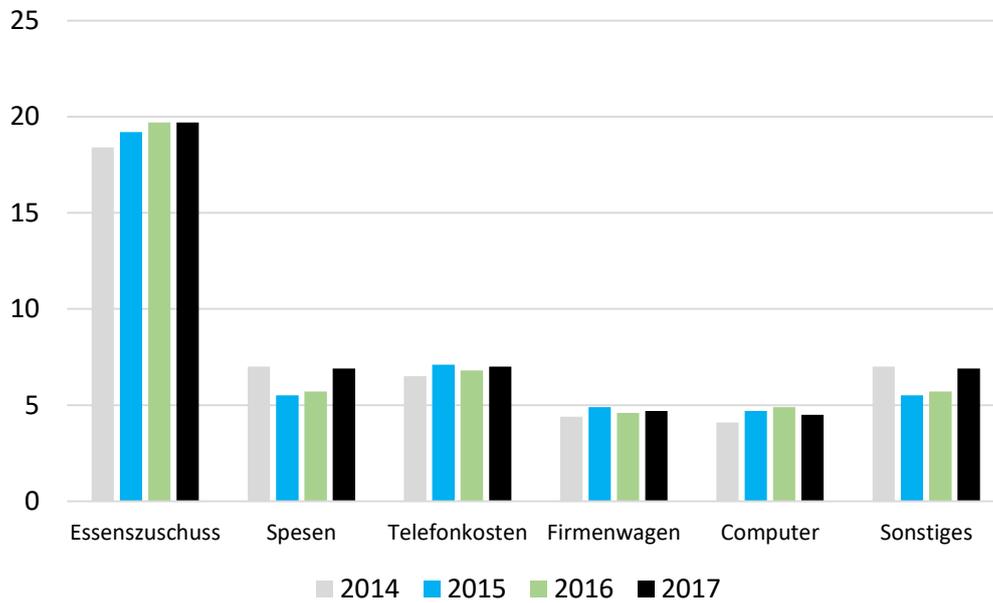
Tabelle A 6.2
Matrizen für Transitionen zwischen Lohngruppen (Anzahl)

	Unter 8,50	8,50 bis unter 10	10 bis unter 11,50	11,50 bis unter 13	13 und darüber	Arbeitslos	Nicht erwerbstätig	Selbstständig, in Ausbildung, usw.	Anzahl im Jahr t
2012-2014									
Unter 8,50	1.561	525	225	91	135	34	371	168	3.110
8,50 bis unter 10	265	494	429	152	153	7	112	69	1.681
10 bis unter 11,50	104	194	559	441	362	9	125	34	1.828
11,50 bis unter 13	44	66	224	581	820	2	97	24	1.858
13 und darüber	64	71	146	327	9.494	6	365	138	10.611
Arbeitslos	67	11	3	4	7	0	0	0	92
Nicht erwerbstätig	406	146	138	70	304	0	0	0	1.064
Selbstständig, in Ausbildung, usw.	249	84	81	69	180	0	0	0	663
Anzahl im Jahr t+1	2.760	1.591	1.805	1.735	11.455	58	1.070	433	20.907
2015 bis 2017									
Unter 8,50	738	390	164	82	118	18	197	120	1.827
8,50 bis unter 10	267	566	277	133	143	8	110	55	1.559
10 bis unter 11,50	85	173	433	317	237	3	83	42	1.373
11,50 bis unter 13	40	69	211	518	671	1	74	47	1.631
13 und darüber	54	75	128	355	9.717	4	418	140	10.891
Arbeitslos	23	15	7	4	5	0	0	0	54
Nicht erwerbstätig	304	180	130	76	299	0	0	0	989
Selbstständig, in Ausbildung, usw.	154	102	87	71	218	0	0	0	632
Anzahl im Jahr t+1	1.665	1.570	1.437	1.556	11.408	34	882	404	18.956

Quelle: SOEP.v34. – Anmerkungen: Beobachtungszahlen (nicht hochgerechnet) von Transitionen zwischen Jahr t (Zeilen) und Jahr $t+1$ (Spalten) über die dargestellten Grenzen der Lohnverteilung bzw. in die oder aus der Nicht-Erwerbstätigkeit. Berechnet mit deflationierten tatsächlichen Stundenlöhnen (Basisjahr: 2015). Basierend auf der Längsschnittstichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3 zuzüglich Personen, die in einem der Jahre t oder $t+1$ in der Längsschnittstichprobe enthalten sind und im anderen nicht erwerbstätig sind.

Abbildung A 7.1

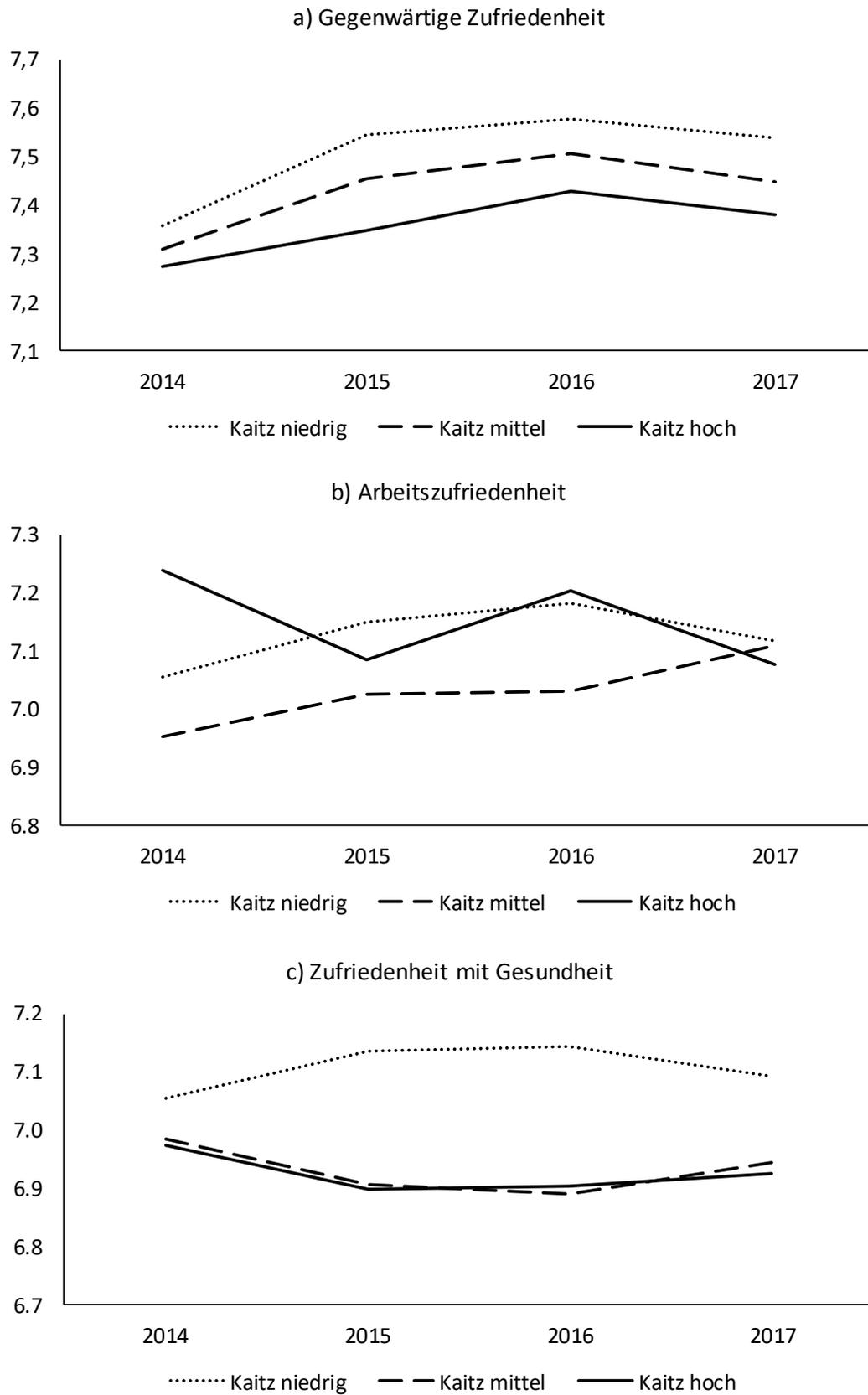
Anteil Beschäftigter mit geldwerten Vorteilen nach Form und Jahren
in % (y-Achse) pro Jahr (x-Achse)

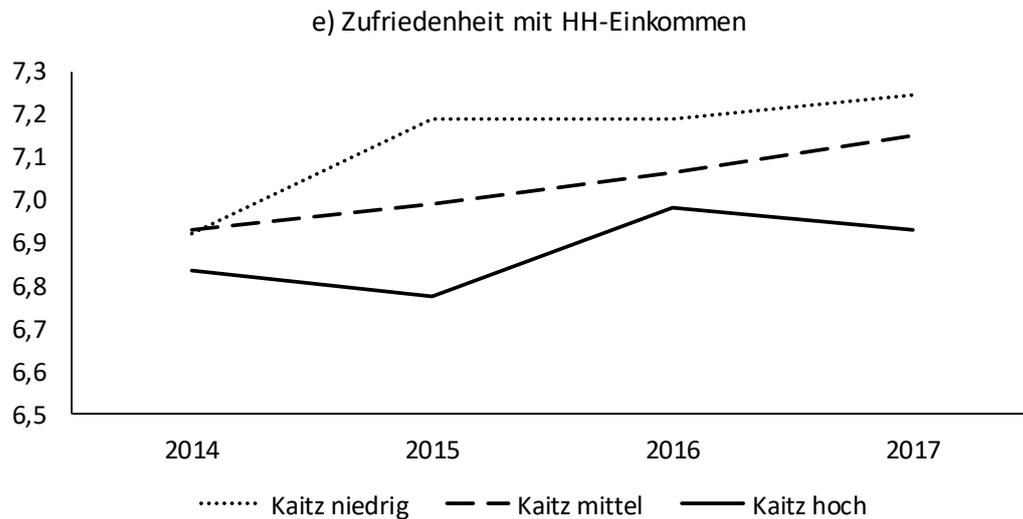
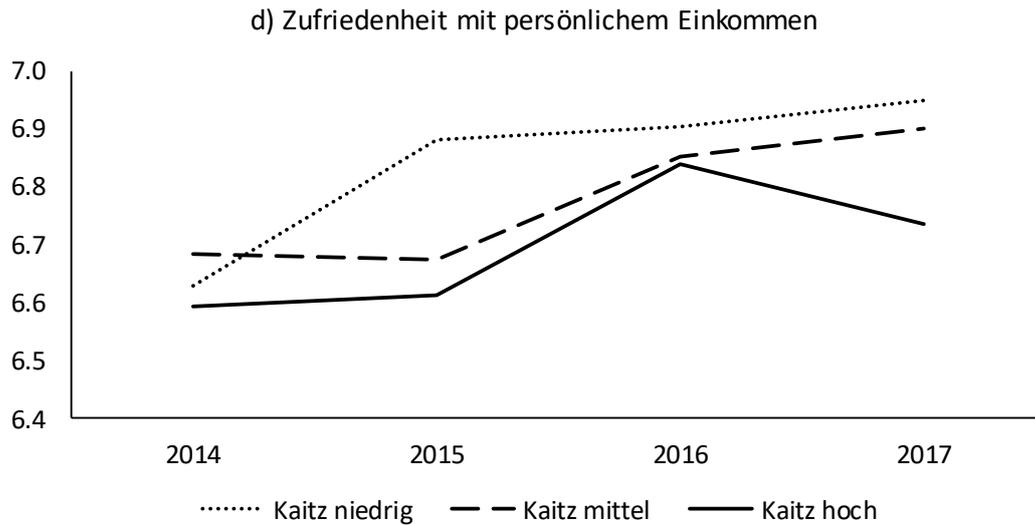


Quelle: SOEP.v34. – Anmerkungen: Gewichtete Ergebnisse. Basierend auf der Querschnittsstichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3.

Abbildung A 8.1.1

Durchschnitte verschiedener Zufriedenheitsmaße nach Jahren und Kaitz-Gruppen

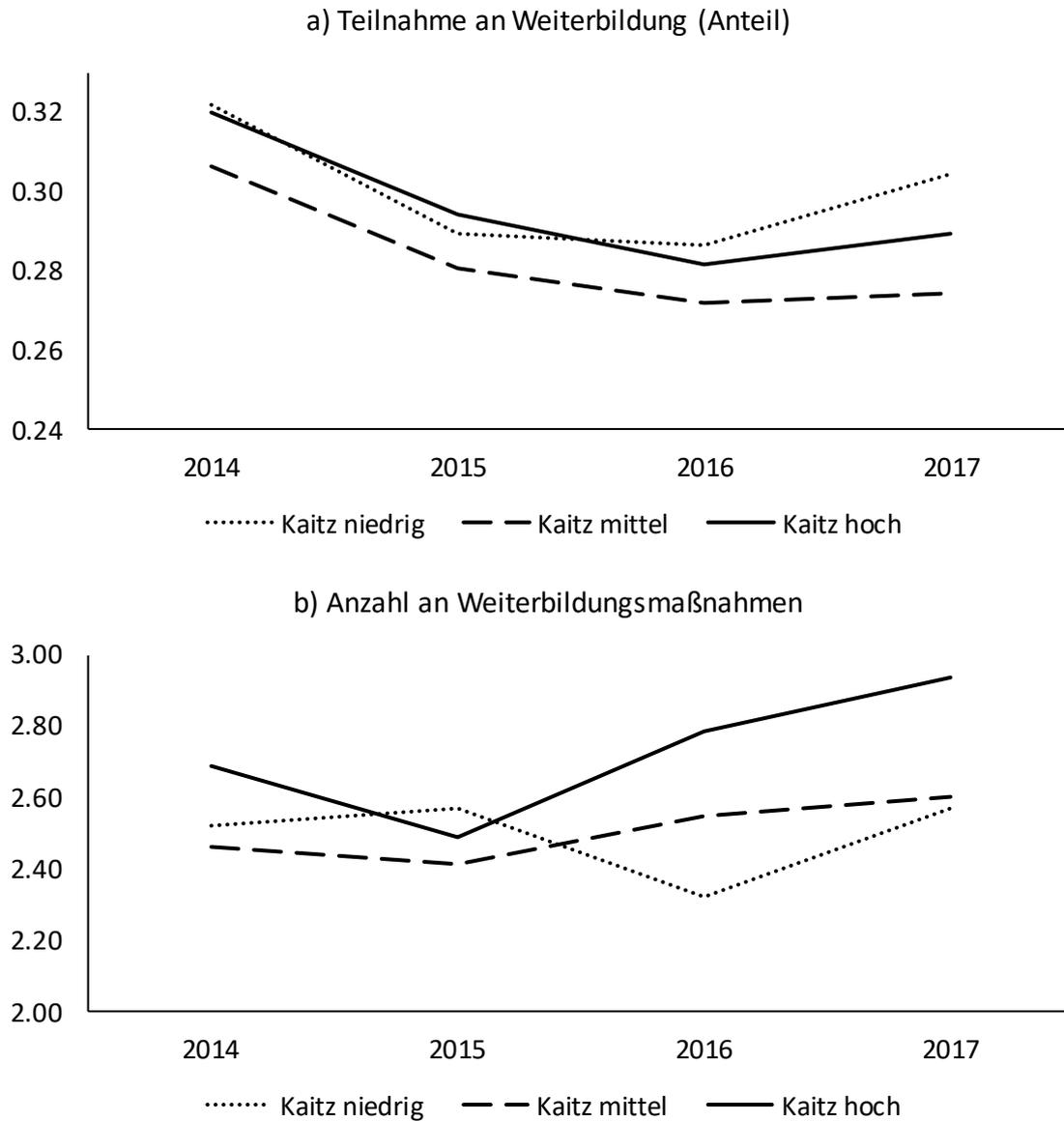




Quelle: SOEP.v34, Erhebungsjahre 2013-2017. – Anmerkungen: Gewichtete Ergebnisse. Basierend auf der Querschnittsstichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3. Panel a): Gegenwärtige Zufriedenheit, Panel b): Zufriedenheit mit der Arbeit, Panel c): Zufriedenheit mit der Gesundheit, Panel d): Zufriedenheit mit dem persönlichen Einkommen, Panel e): Zufriedenheit mit dem Haushaltseinkommen.

Abbildung A 8.1.2

Teilnahme an Weiterbildungsmaßnahmen nach Jahren und Kaitz-Gruppen



Quelle: SOEP.v34, Erhebungsjahre 2013-2017. – Anmerkungen: Gewichtete Ergebnisse. Basierend auf der Querschnittsstichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3. Panel a): Anteil der Personen, die an einer Weiterbildung teilnehmen, Panel b): Durchschnittliche Anzahl der besuchten Weiterbildungsmaßnahmen.

Tabelle A 8.2.1

Mindestlohneffekte auf die allgemeine Lebenszufriedenheit

	FE			
	1	2	3	4
Konstante	7,95*** (0,08)	8,40*** (0,09)	7,71*** (0,12)	7,90*** (0,52)
Jahre 2015/2016	0,05 (0,07)	0,09 (0,07)	0,10 (0,07)	0,07 (0,08)
Jahr 2017	0,10 (0,10)	0,19** (0,09)	0,21** (0,09)	0,17* (0,10)
Kaitz	-0,78*** (0,13)	-0,43*** (0,12)	-0,19 (0,12)	-1,21 (0,79)
DiD 2015/2016	0,03 (0,12)	0,01 (0,12)	-0,01 (0,12)	0,01 (0,12)
DiD 2017	-0,21 (0,15)	-0,28* (0,15)	-0,34** (0,15)	-0,28* (0,15)
Stundenlohn (vereinbart, log)			(0,02) 0,20***	(0,02) 0,19***
Soziodemografische Informationen		Ja	(0,02)	(0,04)
Beschäftigungscharakteristika		Ja	Ja	Ja
Veränderung in Beschäftigung			Ja	Ja
Gesundheits-Dummies		Ja	Ja	Ja
Beobachtungen	52,080	49,116	49,116	49,116
R ²	0,00	0,19	0,20	0,15

Quelle: SOEP.v34, Erhebungsjahre 2013-2017. – Anmerkungen: DiD-Regression mit Random-Effekten. Robuste Standardfehler in Klammern, auf Personenebene geclustert mit * $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$. Es werden keine Hochrechnungsfaktoren genutzt. Die Referenzgruppe in den Spalten 3 und 4 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 und berichtet keinen Arbeitsplatzwechsel. Basierend auf der Längsschnittstichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3. DiD steht hierbei für den Effekt durch die Mindestlohneinführung bzw. -erhöhung. Spalte 4: Regression mit fixen Effekten.

Tabelle A 8.2.2

Mindestlohneffekte auf die Zufriedenheit mit der Arbeit

	1	2	3	4
Konstante	7,31*** (0,10)	7,64*** (0,13)	6,41*** (0,16)	5,19*** (0,57)
Jahre 2015/2016	-0,10 (0,10)	-0,06 (0,10)	-0,01 (0,10)	-0,02 (0,11)
Jahr 2017	0,00 (0,14)	0,09 (0,14)	0,16 (0,14)	0,11 (0,14)
Kaitz	-0,16 (0,16)	0,08 (0,16)	0,49*** (0,16)	1,28 (0,84)
DiD 2015	0,13 (0,16)	0,11 (0,16)	0,03 (0,16)	-0,00 (0,17)
DiD 2017	-0,21 (0,21)	-0,28 (0,21)	-0,42** (0,21)	-0,45** (0,22)
Stundenlohn (vereinbart, log)			0,31*** (0,03)	0,37*** (0,05)
Soziodemografische Informationen		Ja	Ja	Ja
Beschäftigungscharakteristika		Ja	Ja	Ja
Veränderung in Beschäftigung			Ja	Ja
Gesundheits-Dummies		Ja	Ja	Ja
Beobachtungen	51.149	48.316	48.316	48.316
R ²	0,00	0,09	0,09	0,05

Quelle: SOEP.v34, Erhebungsjahre 2013-2017. – Anmerkungen: DiD-Regression mit Random-Effekten. Robuste Standardfehler in Klammern, auf Personenebene geclustert mit * $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$. Es werden keine Hochrechnungsfaktoren genutzt. Die Referenzgruppe in den Spalten 3 und 4 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 und berichtet keinen Arbeitsplatzwechsel. Basierend auf der Längsschnittstichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3. DiD steht hierbei für den Effekt durch die Mindestlohneinführung bzw. -erhöhung. Spalte 4: Regression mit fixen Effekten.

Tabelle A 8.2.3

Mindestlohneffekte auf die Zufriedenheit mit dem Haushaltseinkommen

	1	2	3	FE 4
Konstante	7,86*** (0,11)	8,37*** (0,13)	5,27*** (0,16)	5,78*** (0,60)
Jahre 2015(2ß16)	0,06 (0,09)	0,06 (0,09)	0,06 (0,09)	0,09 (0,10)
Jahr 2017	0,04 (0,12)	-0,00 (0,12)	0,01 (0,12)	0,02 (0,13)
Kaitz	-1,55*** (0,17)	-1,29*** (0,17)	-0,21 (0,16)	-0,38 (0,90)
DiD 2015	0,13 (0,14)	0,13 (0,15)	0,05 (0,15)	0,02 (0,15)
DiD 2017	0,14 (0,19)	0,18 (0,19)	-0,01 (0,19)	0,03 (0,20)
Stundenlohn (vereinbart, log)			0,94*** (0,03)	0,56*** (0,05)
Soziodemografische Informationen		Ja	Ja	Ja
Beschäftigungscharakteristika		Ja	Ja	Ja
Veränderung in Beschäftigung			Ja	Ja
Gesundheits-Dummies		Ja	Ja	Ja
Beobachtungen	51.541	48.642	48.642	48.642
R ²	0,01	0,11	0,16	0,13

Quelle: SOEP.v34, Erhebungsjahre 2013-2017. – Anmerkungen: DiD-Regression mit Random-Effekten. Robuste Standardfehler in Klammern, auf Personenebene geclustert mit * $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$. Es werden keine Hochrechnungsfaktoren genutzt. Die Referenzgruppe in den Spalten 3 und 4 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 und berichtet keinen Arbeitsplatzwechsel. Basierend auf der Längsschnittstichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3. DiD steht hierbei für den Effekt durch die Mindestlohneinführung bzw. -erhöhung. Spalte 4: Regression mit fixen Effekten.

Tabelle A 8.2.4

Mindestlohneffekte auf die Zufriedenheit mit dem persönlichen Einkommen

	FE			
	1	2	3	4
Konstante	7,36*** (0,11)	7,85*** (0,14)	3,31*** (0,18)	3,92*** (0,64)
Jahre 2015/2016	-0,03 (0,10)	-0,03 (0,10)	-0,01 (0,10)	0,02 (0,10)
Jahr 2017	0,04 (0,13)	-0,02 (0,13)	0,00 (0,13)	0,02 (0,13)
Kaitz	-1,15*** (0,18)	-0,89*** (0,18)	0,71*** (0,17)	0,30 (0,95)
DiD 2015	0,26* (0,15)	0,27* (0,16)	0,13 (0,15)	0,10 (0,16)
DiD 2017	0,16 (0,20)	0,21 (0,20)	-0,09 (0,20)	-0,03 (0,21)
Soziodemografische Informationen		Ja	Ja	Ja
Beschäftigungscharakteristika		Ja	Ja	Ja
Veränderung in Beschäftigung			Ja	Ja
Gesundheits-Dummies			Ja	Ja
Beobachtungen	50.600	47,698	47,698	47.698
R ²	0,00	0,11	0,20	0,16

Quelle: SOEP.v34, Erhebungsjahre 2013-2017. – Anmerkungen: DiD-Regression mit Random-Effekten. Robuste Standardfehler in Klammern, auf Personenebene geclustert mit * $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$. Es werden keine Hochrechnungsfaktoren genutzt. Die Referenzgruppe in den Spalten 3 und 4 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 und berichtet keinen Arbeitsplatzwechsel. Basierend auf der Längsschnittstichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3. DiD steht hierbei für den Effekt durch die Mindestlohneinführung bzw. -erhöhung. Spalte 4: Regression mit fixen Effekten.

Tabelle A 8.2.5

Mindestlohneffekte auf die Zufriedenheit mit dem persönlichen Einkommen nach Quintilen der Verteilung des Bruttomonatslohns

	1	2	3	4	5
Konstante	8,30*** (0,44)	5,94*** (0,36)	5,47*** (0,37)	6,52*** (0,35)	7,83*** (0,38)
Jahre 2015/2016	-0,14 (0,31)	0,48* (0,27)	0,31 (0,25)	0,23 (0,25)	0,07 (0,19)
Jahr 2017	-0,20 (0,40)	0,98*** (0,34)	0,30 (0,32)	0,21 (0,31)	0,13 (0,27)
Kaitz	-2,43*** (0,54)	0,96** (0,45)	2,24*** (0,45)	1,51*** (0,43)	0,65 (0,41)
DiD 2015	0,74 (0,49)	-0,43 (0,40)	-0,33 (0,39)	-0,21 (0,40)	-0,02 (0,31)
DiD 2017	1,01* (0,61)	-1,16** (0,51)	-0,39 (0,49)	-0,40 (0,49)	-0,24 (0,43)
Soziodemografische Informationen	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
Beschäftigungscharakteristika	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
Veränderung in Beschäftigung	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
Gesundheits-Dummies	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
Beobachtungen	6.402	7.043	5.484	6.160	6.340
R ²	0,07	0,07	0,09	0,07	0,05

Quelle: SOEP.v34, Erhebungsjahre 2013-2017. – Anmerkungen: DiD-Regression mit Random-Effekten. Robuste Standardfehler in Klammern, auf Personenebene geclustert mit * $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$. Es werden keine Hochrechnungsfaktoren genutzt. Die Referenzgruppe 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 und berichtet keinen Arbeitsplatzwechsel. Basierend auf der Längsschnittstichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3. DiD steht hierbei für den Effekt durch die Mindestlohneinführung bzw. -erhöhung.

Tabelle A 8.2.6

Mindestlohneffekte auf die Anzahl an besuchten Weiterbildungsmaßnahmen

	1	2	3	FE 4
Konstante	2,21*** (0,29)	1,72*** (0,33)	0,42 (0,41)	0,63 (2,35)
Jahre 2015/2016	-0,19 (0,31)	-0,10 (0,32)	-0,06 (0,32)	-0,26 (0,43)
Jahr 2017	-0,09 (0,45)	-0,05 (0,46)	0,01 (0,45)	-0,22 (0,61)
Kaitz	0,48 (0,45)	0,36 (0,47)	0,81* (0,47)	1,88 (3,53)
DiD 2015	0,36 (0,49)	0,22 (0,50)	0,14 (0,49)	0,41 (0,65)
DiD 2017	0,17 (0,71)	0,10 (0,72)	-0,02 (0,72)	0,20 (0,97)
Soziodemografische Informationen		Ja	Ja	Ja
Beschäftigungscharakteristika		Ja	Ja	Ja
Veränderung in Beschäftigung			Ja	Ja
Gesundheits-Dummies			Ja	Ja
Beobachtungen	12.493	11.876	11.873	11.873
R ²	0,00	0,04	0,04	0,00

Quelle: SOEP.v34, Erhebungsjahre 2013-2017. – Anmerkungen: DiD-Regression mit Random-Effekten. Robuste Standardfehler in Klammern, auf Personenebene geclustert mit * $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$. Es werden keine Hochrechnungsfaktoren genutzt. Die Referenzgruppe in den Spalten 3 und 4 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 und berichtet keinen Arbeitsplatzwechsel. Basierend auf der Längsschnittstichprobe entsprechend Abgrenzung in Kapitel 2.3. DiD steht hierbei für den Effekt durch die Mindestlohneinführung bzw. -erhöhung. Spalte 4: Regression mit fixen Effekten.

RWI – Leibniz-Institut für Wirtschaftsforschung
Institut für Angewandte Wirtschaftsforschung (IAW)
IZA – Institute of Labor Economics (IZA)

Auswirkungen des gesetzlichen Mindestlohns auf Löhne und Arbeitszeiten

Studie im Auftrag der Mindestlohnkommission

Projektvergabe durch die Bundesanstalt für Arbeitsschutz und
Arbeitsmedizin (BAuA)

Vergabe-Nr. 536043
Endbericht



Das RWI wird vom Bund und vom Land
Nordrhein-Westfalen gefördert.