



„Auswirkungen des gesetzlichen Mindestlohns auf die Lohnstruktur“

Studie im Auftrag der Mindestlohnkommission

Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung Berlin e.V.

Patrick Burauel

Dr. Markus M. Grabka

Prof. Dr. Carsten Schröder (Projektleitung)

Evaluation Office Caliendo & Partner

Prof. Dr. Marco Caliendo (Projektleitung)

Cosima Obst

Malte Preuss

Projektvergabe durch die Bundesanstalt für Arbeitsschutz und Arbeitsmedizin (BAuA),

Vergabe-Nr. 525549

Abschlussbericht

Berlin, 31.01.2018

Inhaltsverzeichnis

Abbildungsverzeichnis	III
Tabellenverzeichnis	V
Abkürzungsverzeichnis	VIII
0 Ergebnisse in Kürze	IX
1 Einleitung	1
2 Forschungsstand	6
2.1 Internationale Evidenz.....	6
2.2 Evidenz für Deutschland.....	10
3 Operationalisierung der Zielgrößen und Datenquellen	13
3.1 Zielgrößen und deren Operationalisierung.....	14
3.2 Bestimmung von Stundenlöhnen.....	14
3.3 Stichprobenabgrenzung.....	19
4 Deskriptive Ergebnisse	27
4.1 Deskription der mindestlohnberechtigten Population.....	27
4.2 Veränderung der Verteilung der Stundenlöhne.....	32
4.2.1 Lohnwachstum im unteren Bereich der Lohnverteilung.....	36
4.3 Individuelle Lohnentwicklung.....	38
4.4 Mobilität zwischen Lohnsegmenten.....	44
4.5 Entwicklung der Lohnungleichheit.....	48
4.6 Entwicklung für ausgewählte Subgruppen.....	50
4.7 Zusammenfassung der wichtigsten Ergebnisse.....	53
5 Kausale Ergebnisse	54
5.1 Identifikationsstrategie.....	54
5.2 Deskriptive Ergebnisse und Common Trend Annahme.....	58
5.3 Effekte auf Stundenlohn und monatliches Arbeitsentgelt.....	61
5.3.1 Effekte auf Stundenlöhne.....	62
5.3.2 Effekte auf Stundenlöhne nach Subgruppen.....	66
5.3.3 Effekte auf das monatliche Bruttoarbeitsentgelt.....	69
5.4 Robustheitsanalysen.....	72
5.4.1 Definition Treatment- und Kontrollgruppe.....	73
5.4.2 Spillover-Effekte.....	76
5.4.3 Matching Ansatz.....	79
5.4.4 Selektionsmodelle.....	83
5.4.5 Regionale Eingriffsintensität.....	86
5.5 Zusammenfassung der wichtigsten Ergebnisse.....	86

6	Zusammenfassung.....	89
7	Ausblick	91
	Literaturverzeichnis.....	94
A	Anhang: Ergänzende Tabellen und Abbildungen.....	98
A.1	<i>Deskriptive Tabellen.....</i>	98
A.2	<i>Pen's Paraden nach Subgruppen</i>	101
A.3	<i>Individuelle Lohnentwicklungen nach Subgruppen.....</i>	116
A.4	<i>Lohnentwicklungen unterhalb und oberhalb von 8,50 Euro im Aggregat und nach Subgruppen.....</i>	121
A.5	<i>Lohnmobilität.....</i>	123
A.6	<i>Ungleichheitszerlegung.....</i>	126
A.7	<i>Kausale Ergebnisse.....</i>	131
A.8	<i>Effekte auf die Arbeitszeit</i>	144
A.9	<i>Regionale Eingriffsintensität als Identifikationsstrategie</i>	146
A.10	<i>Anzahl der Arbeitsstunden von geringfügig Beschäftigten.....</i>	149
B	Technischer Anhang	152
B.1	<i>Identifikation von Branchen mit eigenen Mindestlöhnen.....</i>	152
B.2	<i>Anonymisierte Wachstumsinzidenzkurven</i>	154
B.2.1	<i>Aufteilung der Lohnverteilung in Dezilen.....</i>	154
B.2.2	<i>Berechnung der Wachstumsraten</i>	154
B.2.3	<i>Grafische Darstellung</i>	154
B.2.4	<i>Regression.....</i>	155
B.3	<i>Grafische Analyse der Verteilung mit Pen's Paraden.....</i>	156
B.4	<i>Personalisierte Wachstumsinzidenzkurven.....</i>	157
B.4.1	<i>Aufteilung der Lohnverteilung in Gruppen</i>	157
B.4.2	<i>Berechnung des nominalen Wachstums/der Wachstumsraten je Gruppe.....</i>	158
B.4.3	<i>Darstellung der Ergebnisse</i>	158
B.4.4	<i>Bootstrapping zur Konfidenzintervallschätzung.....</i>	159
B.5	<i>Übergangsmatrizen.....</i>	160
B.6	<i>Aufteilung der Lohnverteilung in Gruppen.....</i>	161
B.6.1	<i>Berechnung der Übergangswahrscheinlichkeiten je Gruppe.....</i>	161
B.7	<i>Bootstrapping-Verfahren</i>	162
B.8	<i>Lohnungleichheitszerlegung</i>	163
B.9	<i>Skalieren von Beobachtungszahlen.....</i>	164
B.10	<i>Differenz-von-Differenzen-von-Differenzen-Analyse</i>	165
B.11	<i>Matching-Verfahren.....</i>	169

Abbildungsverzeichnis

Abbildung 3.1:	SOEP Fragestellung zu Arbeitsverdiensten.....	15
Abbildung 3.2:	SOEP Fragestellung zu Arbeitszeiten	15
Abbildung 4.1:	Relative Veränderung vertraglicher Stundenlöhne nach Lohndezilen – unterschiedliche Zweijahreszeiträume.....	34
Abbildung 4.2:	Entwicklung der vertraglichen Stundenlöhne	37
Abbildung 4.3:	Entwicklung der tatsächlichen Stundenlöhne	38
Abbildung 4.4:	Personalisierte Wachstumsinzidenzkurve vertraglicher Stundenlöhne – unterschiedliche Zweijahreszeiträume.....	39
Abbildung 4.5:	Personalisierte Wachstumsinzidenzkurven vertraglicher Stundenlöhne.....	41
Abbildung 4.6:	Personalisierte Wachstumsinzidenzkurven tatsächlicher Stundenlöhne	42
Abbildung 4.7:	Entwicklung der vertraglichen Stundenlöhne, Unterscheidung nach sozialversicherungspflichtig und geringfügig Beschäftigten	51
Abbildung 4.8:	Entwicklung der Bruttomonatsverdienste, Unterscheidung nach sozialversicherungspflichtig und geringfügig Beschäftigten	52
Abbildung 4.9:	Personalisierte Wachstumsinzidenzkurven für tatsächliche Stundenlöhne, Unterscheidung nach sozialversicherungspflichtig und geringfügig Beschäftigten .	53
Abbildung 5.1:	Verteilung der Propensity Scores für 2014.....	80
Abbildung A.1:	Entwicklung der Bruttomonatsverdienste	101
Abbildung A.2:	Entwicklung der tatsächlichen Stundenlöhne, Unterscheidung nach sozialversicherungspflichtig und geringfügig Beschäftigten	101
Abbildung A.3:	Entwicklung der vertraglichen Stundenlöhne nach Altersgruppen.....	102
Abbildung A.4:	Entwicklung der tatsächlichen Stundenlöhne nach Altersgruppen	103
Abbildung A.5:	Entwicklung der Bruttomonatsverdienste nach Altersgruppen.....	104
Abbildung A.6:	Entwicklung der vertraglichen Stundenlöhne nach Berufsbildung	105
Abbildung A.7:	Entwicklung der tatsächlichen Stundenlöhne nach Berufsbildung	106
Abbildung A.8:	Entwicklung der Bruttomonatsverdienste nach Berufsbildung	107
Abbildung A.9:	Entwicklung der vertraglichen Stundenlöhne für Ost- und Westdeutschland.....	108
Abbildung A.10:	Entwicklung der tatsächlichen Stundenlöhne für Ost- und Westdeutschland	108
Abbildung A.11:	Entwicklung der Bruttomonatsverdienste für Ost- und Westdeutschland.....	109
Abbildung A.12:	Entwicklung der vertraglichen Stundenlöhne nach Beschäftigungsgruppen.....	110
Abbildung A.13:	Entwicklung der tatsächlichen Stundenlöhne nach Beschäftigungsgruppen.....	111
Abbildung A.14:	Entwicklung der Bruttomonatsverdienste nach Beschäftigungsgruppen	112
Abbildung A.15:	Entwicklung der vertraglichen Stundenlöhne nach Geschlecht.....	113
Abbildung A.16:	Entwicklung der tatsächlichen Stundenlöhne nach Geschlecht.....	113
Abbildung A.17:	Entwicklung der Bruttomonatsverdienste nach Geschlecht	114
Abbildung A.18:	Entwicklung der vertraglichen Stundenlöhne nach Staatsangehörigkeit	114

Abbildung A.19: Entwicklung der tatsächlichen Stundenlöhne nach Staatsangehörigkeit	115
Abbildung A.20: Entwicklung der Bruttomonatsverdienste nach Staatsangehörigkeit.....	115
Abbildung A.21: Personalisierte Wachstumsinzidenzkurven für vertragliche Stundenlöhne nach Altersgruppen	116
Abbildung A.22: Personalisierte Wachstumsinzidenzkurven für vertragliche Stundenlöhne nach Berufsbildung.....	117
Abbildung A.23: Personalisierte Wachstumsinzidenzkurven für vertragliche Stundenlöhne für Ost- und Westdeutschland.....	118
Abbildung A.24: Personalisierte Wachstumsinzidenzkurven für vertragliche Stundenlöhne nach Beschäftigungsgruppen	119
Abbildung A.25: Personalisierte Wachstumsinzidenzkurven für vertragliche Stundenlöhne nach Geschlecht	120
Abbildung A.26: Personalisierte Wachstumsinzidenzkurven für vertragliche Stundenlöhne nach Staatsangehörigkeit	120
Abbildung A.27: Verteilung der Propensity Scores für sozialversicherungspflichtig Beschäftigte im Jahr 2014	142
Abbildung B.1: Grafische Darstellung der Lohnveränderung der Teilnehmer- und Kontroll-Gruppe.....	165

Tabellenverzeichnis

Tabelle 3.1:	Stichprobengröße nach Erhebungsjahr	19
Tabelle 3.2:	Stichprobengröße nach Lohngruppen für 2014	23
Tabelle 3.3:	Stichprobengröße der Subgruppen für die Querschnittstichprobe	25
Tabelle 3.4:	Stichprobengröße der Subgruppen für die Längsschnittstichprobe	26
Tabelle 4.1:	Hochgerechnete Durchschnitte und Standardabweichungen nach Jahren	27
Tabelle 4.2:	Anteil Entlohnung unter 8,50 Euro pro Stunde in % nach Jahren	28
Tabelle 4.3:	Anteil Entlohnung unter 8,50 Euro pro Stunde in % nach Jahren für die Subgruppen mit Hochrechnungsfaktoren für vertragliche Stundenlöhne	30
Tabelle 4.4:	Hochgerechnete Durchschnitte und Standardabweichungen nach Jahren und Stundenlohnhöhe	31
Tabelle 4.5:	Relative Anteile innerhalb der Subgruppen nach Jahr und Stundenlohnhöhe	32
Tabelle 4.6:	Durchschnittliches zweijähriges Wachstum der vertraglichen Stundenlöhne nach Dezilen	35
Tabelle 4.7:	Durchschnittliches individuelles Wachstum (in Euro und in Prozent) des vertraglichen Stundenlohns unter- und oberhalb des Mindestlohns nach Subgruppen	44
Tabelle 4.8:	Übergangsmatrix für Zielvariable: vertraglicher Stundenlohn (2012 nach 2014)....	46
Tabelle 4.9:	Übergangsmatrix für Zielvariable: vertraglicher Stundenlohn (2014 nach 2016)....	46
Tabelle 4.10:	Übergangsmatrix für Zielvariable: monatliches Bruttoarbeitsentgelt (2012 nach 2014).....	47
Tabelle 4.11:	Übergangsmatrix für Zielvariable: monatliches Bruttoarbeitsentgelt (2014 nach 2016).....	48
Tabelle 4.12:	Ungleichheit der vertraglichen Stundenlöhne (MLD-Koeffizient)	48
Tabelle 5.1:	Durchschnittliche Veränderung in vertraglichen Stundenlöhnen.....	59
Tabelle 5.2:	Mindestlohneffekt auf das relative Wachstum von vertraglichen Stundenlöhnen .	63
Tabelle 5.3:	Mindestlohneffekt auf das relative Wachstum von vertraglichen Stundenlöhnen für Subgruppen – Zwei-Jahres-Analyse.....	67
Tabelle 5.4:	Mindestlohneffekt auf das relative Wachstum von monatlichem Bruttoarbeitsentgelt	70
Tabelle 5.5:	Robustheit der Regressionsanalyse mit Bezug auf Messfehler.....	75
Tabelle 5.6:	Robustheit: Spillover-Effekte auf vertragliche Stundenlöhne	78
Tabelle 5.7:	Robustheit: Propensity Score Matching – Mindestlohneffekt auf das relative Wachstum der vertraglichen Stundenlöhne	82
Tabelle 5.8:	Effekt auf die Weiterbeschäftigungswahrscheinlichkeit	85
Tabelle A.1:	Fallzahlen für Nicht-mindestlohnberechtigte und Beschäftigte mit vorrangigem Branchenmindestlohn nach Erhebungsjahr	98

Tabelle A.2:	Fallzahlen für Nicht-mindestlohnberechtigte und Beschäftigte mit vorrangigem Branchenmindestlohn nach Erhebungsjahr für Personen mit Stundenlohn < Euro 8,50	98
Tabelle A.3:	Anzahl Personen (in Mio.) mit Entlohnung unter 8,50 Euro pro Stunde nach Jahren mit Hochrechnungsfaktoren.....	99
Tabelle A.4:	Anteil Entlohnung unter 8,50 Euro pro Stunde in % nach Jahren mit Hochrechnungsfaktoren mit Toleranzband um die 8,50 Euro Grenze.....	99
Tabelle A.5:	Anteil Entlohnung unter 8,50 Euro pro Stunde in % nach Jahren für die Subgruppen mit Hochrechnungsfaktoren für vertragliche Stundenlöhne mit 5% Toleranzband um die 8,50 Euro Grenze	100
Tabelle A.6:	Durchschnittliches Wachstum (in Euro und in Prozent) des tatsächlichen Stundenlohns unter- und oberhalb des Mindestlohns nach Subgruppen	121
Tabelle A.7:	Durchschnittliches Wachstum (in Euro und in Prozent) des Bruttomonatsverdiensts unter- und oberhalb von 450 Euro nach Subgruppen.....	122
Tabelle A.8:	Übergangsmatrix für Zielvariable tatsächlicher Stundenlohn (2012 nach 2014)...	123
Tabelle A.9:	Übergangsmatrix für Zielvariable tatsächlicher Stundenlohn (2014 nach 2016)...	123
Tabelle A.10:	Fallzahlen für Übergangsmatrix des vertraglichen Stundenlohns.....	124
Tabelle A.11:	Fallzahlen für Übergangsmatrix des vertraglichen Stundenlohns.....	124
Tabelle A.12:	Fallzahlen für Übergangsmatrix des tatsächlichen Stundenlohns	124
Tabelle A.13:	Fallzahlen für Übergangsmatrix des tatsächlichen Stundenlohns	124
Tabelle A.14:	Fallzahlen für Übergangsmatrix des Bruttomonatsverdienstes	125
Tabelle A.15:	Fallzahlen für Übergangsmatrix des Bruttomonatsverdienstes	125
Tabelle A.16:	Ungleichheitszerlegung vertraglicher Stundenlöhne mit Subgruppendekomposition	126
Tabelle A.17:	Ungleichheitszerlegung vertraglicher Stundenlöhne nach Subgruppen für unter 8,50 Euro Entlohnte.....	127
Tabelle A.18:	Ungleichheitszerlegung der tatsächlichen Stundenlöhne nach Subgruppen.....	128
Tabelle A.19:	Ungleichheitszerlegung der tatsächlichen Stundenlöhne nach Subgruppen für unter 8,50 Euro Entlohnte.....	128
Tabelle A.20:	Ungleichheitszerlegung Bruttomonatsverdienste nach Subgruppen	129
Tabelle A.21:	Ungleichheitszerlegung Bruttomonatsverdienste nach Subgruppen für unter 450 Euro Entlohnte.....	130
Tabelle A.22:	Deskriptive Statistik der Teilnehmer- und Kontroll-Gruppe nach Jahren	131
Tabelle A.23:	Kontrollvariablen der Teilnehmer- und Kontroll-Gruppe nach Jahren (Ein-Jahres-Längsschnittstichprobe, in Prozent)	132
Tabelle A.24:	Durchschnittliche Veränderung der tatsächlichen Stundenlöhne	133
Tabelle A.25:	Durchschnittliche Veränderung der monatlichen Bruttoarbeitsentgelte	134
Tabelle A.26:	Mindestlohneffekt auf das relative Wachstum von vertraglichen Stundenlöhnen	135
Tabelle A.27:	Mindestlohneffekt auf das relative Wachstum von tatsächlichen Stundenlöhnen	137
Tabelle A.28:	Mindestlohneffekt auf das absolute Wachstum von vertraglichen Stundenlöhnen	138

Tabelle A.29:	Mindestlohneffekt auf das relative Wachstum von monatlichem Bruttoarbeitsentgelt für Subgruppen – Zwei-Jahres-Analyse	139
Tabelle A.30:	Robustheit der Regressionsanalyse mit Bezug auf Messfehler für monatliches Bruttoarbeitsentgelt	140
Tabelle A.31:	Robustheit: Spillover-Effekte auf monatliches Bruttoarbeitsentgelt (nur sozialversicherungspflichtig Beschäftigte)	141
Tabelle A.32:	Robustheit: Propensity Score Matching – Mindestlohneffekt auf das relative Wachstum der tatsächlichen Stundenlöhne und des monatlichen Bruttoarbeitsentgelts	143
Tabelle A.33:	Mindestlohneffekt auf die relativen vertraglichen Arbeitszeiten	145
Tabelle A.34:	Mindestlohneffekt auf das relative Wachstum von vertraglichen Stundenlöhnen – Modellierung mit Hilfe der regionalen Eingriffsintensität.....	147
Tabelle A.35:	Monatliche Arbeitsstunden von geringfügig Beschäftigten im Jahr 2014	151
Tabelle B.1:	Bestimmung der Branchen mit eigenen Mindestlöhnen	152

Abkürzungsverzeichnis

ATT	Average Treatment Effect on the Treated
BAG	Bundesarbeitsgericht
CPS	Current Population Survey
CTA	Common Trend Annahme
DiD	Differenz-von-Differenzen
DiDiD	Differenz-von-Differenzen-von-Differenzen
DIW	Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung
EO	Evaluation Office
KIdB	Klassifikation der Berufe
MiLoG	Mindestlohngesetz
MLD	Mean Log Deviation
OLS	Ordinary Least Squares
ovB	ohne vorrangigen Branchenmindestlohn
PASS	Panel für Arbeitsmarkt und Soziale Sicherung
PS	Propensity Score
pWIK	personalisierte Wachstumsinzidenzkurve
SOEP	Sozio-oekonomisches Panel
VE	Verdiensterhebung
VSE	Verdienststrukturerhebung

0 Ergebnisse in Kürze

Die Mindestlohnkommission hat das Deutsche Institut für Wirtschaftsforschung (DIW Berlin) sowie das Evaluation Office Caliendo und Partner (EO) damit beauftragt, den Effekt des gesetzlichen Mindestlohnes auf die Lohnstruktur in Deutschland zu untersuchen.

Auf Basis des Sozio-oekonomischen Panels (SOEP), einer seit 1984 jährlich durchgeführten repräsentativen Befragung von Haushalten in Deutschland, quantifiziert der vorliegende Bericht, inwiefern die Einführung des gesetzlichen Mindestlohnes am 1. Januar 2015 von 8,50 Euro brutto pro Stunde die stündliche und monatliche Entlohnung von abhängigen Beschäftigten beeinflusst hat. Der Fokus liegt dabei auf denjenigen Beschäftigten, die nicht vom §22 des Mindestlohngesetz (MiLoG) ausgeschlossen wurden (Auszubildende, Praktikanten, Langzeitarbeitslose in den ersten sechs Monaten ihrer Beschäftigung, Minderjährige) oder einem (vorrangigen) branchenspezifischen Mindestlohn unterliegen. Dies umfasst für die Analysen neben den Branchen mit tariflichen Übergangsregelungen sowie der Gruppe der Zeitungszustellerinnen und Zeitungszusteller (§ 24 MiLoG) auch Branchen mit höheren Branchenmindestlöhnen. Die so definierte Grundgesamtheit wird nachfolgend als anspruchsberechtigte Beschäftigte ohne vorrangigen Branchenmindestlohn (kurz: anspruchsberechtigte Beschäftigte-ovB) bezeichnet.

Die wesentlichen Ergebnisse der Studie lassen sich wie folgt zusammenfassen:

- Die Analyse zeigt, dass von 2014 bis 2016 der durchschnittliche Stundenlohn des untersten Dezils, also die 10 Prozent der betrachteten Beschäftigten (ohne einen vorrangigen Branchenmindestlohn) mit den niedrigsten Stundenlöhnen, um 15% gestiegen ist. Im Vergleich zur Phase vor der Reform ist dies eine deutliche Steigerung: Zwischen 1998 und 2014 ist der durchschnittliche Stundenlohn im untersten Dezil nur um durchschnittlich 1% zwischen jeweils 2 Jahren gestiegen.
- Trotz des beschleunigten Wachstums der Löhne im unteren Lohnsegment nach der Reform werden aber auch 2015 und 2016 noch mindestlohnberechtigten Beschäftigten (ohne einen vorrangigen Branchenmindestlohn) unter der Mindestlohnschwelle entlohnt, dies gilt insbesondere für geringfügig Beschäftigte. Hochgerechnet lassen sich insgesamt ca. 1,8 Millionen mindestlohnberechtigten Beschäftigten (ohne Beschäftigte mit einem vorrangigen Branchenmindestlohn) in 2016 identifizieren, die eine stündli-

che Entlohnung von unter 8,50 Euro aufweisen. Diese Zahl liegt deutlich über den Zahlen, die das Statistische Bundesamt auf Basis der freiwilligen Verdiensterhebungen ausweist. Die Zahl von mindestlohnberechtigten Beschäftigten ohne einen vorrangigen Branchenmindestlohn mit Stundenlöhnen unter 8,50 Euro hat sich somit seit 2014 um ca. 1 Million Personen reduziert. Dementsprechend ist auch der Anteil von mindestlohnberechtigten Beschäftigten ohne einen vorrangigen Branchenmindestlohn mit Löhnen unter 8,50 Euro pro Stunde von 10,8 Prozent im Jahr 2014 auf ca. 7 Prozent im Jahr 2016 deutlich gesunken.

- Der positive Befund bzgl. eines beschleunigten Lohnwachstums muss in zweierlei Hinsicht relativiert werden. Erstens war dieses nicht ausreichend, um allen Beschäftigten mit Stundenlöhnen unter dem Mindestlohn in 2014 das Überschreiten der gesetzlichen Lohnschwelle zu ermöglichen. Zweitens hat sich nach der Reform die Arbeitszeit für Beschäftigte mit Stundenlöhnen unter 8,50 Euro reduziert. Deshalb kann zwischen 2014 und 2016 keine signifikante Erhöhung des Bruttomonatsentgelts beobachtet werden.
- In der kausalen Analyse bestätigt sich der positive Effekt der Reform auf das Lohnwachstum im Bereich niedriger Löhne: Hiernach hat der Mindestlohn das Stundenlohnwachstum von mindestlohnberechtigten Beschäftigten (ohne vorrangigen Branchenmindestlohn) mit Stundenlöhnen unter 8,50 im Jahr Euro 2014 signifikant um 6,5 Prozent bis 2016 erhöht (dies entspricht ca. 50 Cent pro Stunde). Dieser Effekt ist besonders stark für diejenigen Gruppen, die tendenziell niedrigere Löhne erhalten, wie z.B. für Beschäftigte ohne eine abgeschlossene Ausbildung.
- Die kausalen Ergebnisse sind zudem robust gegenüber potentiellen Fehlerquellen und alternativen Abgrenzungen.
- Neben den direkten Effekten des Mindestlohnes auf die Gruppe der Beschäftigten mit Stundenlöhnen unter 8,50 Euro wurde auch untersucht, ob sich die Mindestlohneinführung auf Lohngruppen oberhalb von 8,50 Euro auswirkt. Sogenannte Spillover-Effekte können nämlich dazu führen, dass auch Löhne jenseits der Mindestlohnschwelle Veränderungen aufgrund der Mindestlohneinführung unterliegen. Die Analyse zeigt jedoch keinen derartigen Effekte bis 2016.

Zusammenfassend bleiben die Lohneffekte des gesetzlichen Mindestlohnes auf Basis der in diesem Bericht analysierten Daten hinter den Erwartungen zurück. Bis 2016 kann nicht davon

ausgegangen werden, dass der Mindestlohn vollständig durchgesetzt wurde. Dieses Ergebnis spiegelt die kurze Frist wieder. Es muss jedoch untersucht werden, ob sich das Lohnwachstum mittel- bis langfristig weiter verstetigt hat. Zusätzlich muss in künftigen Untersuchungen auch analysiert werden, welche Effekte das Auslaufen der Branchenausnahmen nach §24 MiLoG zum 31. Dezember 2017 und die Erhöhung des Mindestlohnes zum 1. Januar 2017 haben. Um diese Untersuchungen realisieren zu können, scheint eine Verbesserung der Datenlage angezeigt. Hierzu könnte insbesondere die Verknüpfung von Befragungsdaten wie diejenigen des SOEP mit administrativen Daten beitragen, um von den komplementären Stärken beider Datenquellen zu profitieren. Zudem sollte das SOEP um eine Zusatzstichprobe erweitert werden, um ausreichende Fallzahlen im Niedriglohnbereich auch für Subgruppen zur Verfügung zu stellen.

1 Einleitung

Der am 1. Januar 2015 eingeführte allgemeine Mindestlohn wurde mit dem primären Ziel verabschiedet, die Stundenlöhne für Niedriglohnbeschäftigte zu erhöhen. Das Forschungsvorhaben „Auswirkungen des Mindestlohns auf die Lohnstruktur“ – durchgeführt vom Deutschen Institut für Wirtschaftsforschung (DIW Berlin) und dem Evaluation Office (EO) – analysiert die Effekte dieser Mindestlohneinführung auf die Lohnstruktur in Deutschland. Der Forschungsgegenstand des Projekts lässt sich mit drei Fragen zusammenfassen:

- 1) Wie hat sich die gesamte Lohnstruktur aufgrund der Einführung des gesetzlichen Mindestlohns verändert?
- 2) Welche Auswirkungen hatte die Einführung des gesetzlichen Mindestlohns auf die Entlohnung verschiedener Beschäftigten- bzw. Entgeltgruppen?
- 3) Inwiefern sind die beobachteten Lohnsteigerungen kausal auf die Einführung des Mindestlohns zurückzuführen?

Diese Fragen müssen unter dem Aspekt des kurzfristigen Analysehorizonts dieses Forschungsvorhabens betrachtet werden, da die aktuelle Datenlage es nur erlaubt, Aussagen über die Veränderungen der Lohnstruktur bis Anfang/Mitte 2016 zu treffen. Internationale Erfahrungen zeigen jedoch, dass die vollständige Umsetzung neuer flächendeckender Mindestlöhne zeitlichen Verzögerungen unterliegt (siehe für Großbritannien Metcalf, 2008). So setzen ArbeitgeberInnen die neuen Gesetze oft zeitverzögert in ihrer Lohnpolitik um und die Rechtsprechung muss in den ersten Jahren über Detailfragen entscheiden.

Die primäre Untersuchungspopulation in den folgenden Analysen sind abhängig Beschäftigte. Ausgeschlossen sind Selbständige sowie gemäß dem Mindestlohngesetz ehemals Langzeitarbeitslose in den ersten sechs Monaten ihrer Beschäftigung, Auszubildende, Praktikanten und Beschäftigte unter 18 Jahren. Darüber hinaus werden solche Beschäftigte ausgeschlossen, die Anspruch auf einen branchenspezifischen Mindestlohn haben, und zwar unabhängig davon, ob sie unter einer Übergangsregelung nach § 24 des Mindestlohngesetzes fallen oder der Branchenmindestlohn höher als 8,50 Euro war (vgl. Kapitel 3.3 für eine Begründung). Die primäre Untersuchungspopulation wird nachfolgend als Anspruchsberechtigte ohne vorrangigen Branchenmindestlohn (Anspruchsberechtigte-ovB) bezeichnet.

Im Fokus dieses Berichts stehen zum einen deskriptive Analysen zur Stundenlohnentwicklung vor und nach der Mindestlohneinführung; zum anderen werden die kausalen Effekte der Einführung auf die Lohndynamik in einem Differenz-von-Differenzen-von-Differenzen Ansatz (DiDiD) geschätzt. Im Unterschied zum klassischen Differenz-von-Differenzen (DiD) Ansatz verwendet der DiDiD Ansatz als abhängige Variable die Lohnveränderung über die Zeit. Grundgedanke des Forschungsdesigns ist der Vergleich des Ist-Zustandes mit einem Szenario, das beschreibt, wie sich das Lohnwachstum ohne den Mindestlohn entwickelt hätte (kontrafaktisches Szenario). Dazu wird das Lohnwachstum in der Gruppe der Beschäftigten mit einem Verdienst von unter 8,50 Euro vor Einführung des Mindestlohns mit einer geeigneten Kontrollgruppe (hier die Beschäftigten mit Löhnen zwischen 8,50 Euro und 10 Euro vor der Reform) verglichen, wobei für Niveauunterschiede im Lohnwachstum zwischen Teilnehmer- und Kontrollgruppe vor der Reform kontrolliert wird.

Die Datengrundlage für die Analyse ist das Sozio-oekonomische Panel (SOEP), eine repräsentative Stichprobe von Personen in Privathaushalten in Deutschland. Im Rahmen dieser Studie werden relevante Arbeitsmarktinformationen erhoben, die es erlauben, die Zielgröße des Mindestlohngesetzes (kurz MiLoG) – den Bruttostundenlohn – systematisch zu untersuchen. Als zeitlichen Rahmen umfasst die Analyse primär die Jahre 2010 bis einschließlich 2016 (SOEP 2016, Version v33). Da die SOEP-Daten überwiegend in der jeweiligen ersten Jahreshälfte erhoben wurden, erlaubt dies, neben der Analyse des unmittelbaren Effekts der Mindestlohneinführung bis zum zweiten Quartal 2015 auch Aussagen über die Auswirkungen einschließlich des zweiten Quartals 2016 zu treffen. Die Untersuchung des Zeitraums vor der Einführung ist von Bedeutung, um eventuelle Antizipations-Effekte berücksichtigen zu können. Bei der Kernvariable der Analysen, dem Bruttostundenlohn, wird zwischen vertraglich vereinbarten und tatsächlichen Stundenlöhnen – also basierend auf der von den Beschäftigten angegebenen, geleisteten Arbeitszeit – unterschieden, wodurch eventuelle Anpassungsreaktionen durch unbezahlte Überstunden analysiert werden können.

Den Fokus der deskriptiven Analysen bildet die Beschreibung der beiden Bruttostundenlohnverteilungen über die Zeit. Zudem wird auch untersucht, wie sich die Verteilung der individuellen monatlichen Bruttoarbeitsentgelte im Zuge der Mindestlohneinführung verändert hat. Die Analysen erfolgen dabei für die Untersuchungspopulation insgesamt, sowie differenziert nach Subpopulationen. Insbesondere wird zwischen geringfügig und sozialversicherungspflichtig Beschäftigten unterschieden. Darüber hinaus werden differenzierte Berechnungen

nach diversen soziodemografischen Charakteristika (West- und Ostdeutschland, Geschlecht, Beschäftigungsumfang, Staatsangehörigkeit, Alter und Bildungsniveau) vorgelegt, um etwaige Heterogenitäten in den Treatment-Effekten zu analysieren.

Im deskriptiven Teil kommen dabei zwei komplementäre Analysemethoden zur Anwendung. In einer *Querschnittsanalyse* wird die Bruttostundenlohn- und Monatsarbeitsentgeltverteilung für alle anspruchsberechtigten Beschäftigten-ovB eines jeweiligen Jahres beschrieben. Diese zeigt, dass es um das Jahr 2015 einen Bruch in der Lohnentwicklung gab. Sind die Bruttostundenlöhne vor der Einführung am oberen Ende der Verteilung prozentual systematisch schneller gewachsen als am unteren Ende der Verteilung, kehrte sich das Bild nach der Mindestlohneinführung um. Zwischen 2014 und 2016 sind die vertraglichen und tatsächlichen Stundenlöhne gerade im Bereich niedriger Löhne überdurchschnittlich stark gewachsen – sowohl im Vergleich zu den höheren Dezilen als auch im Vergleich zur Dekade zuvor. Infolgedessen hat sich auch der Anteil der mindestlohnberechtigten Beschäftigten-ovB, die mit Bruttostundenlöhnen unter 8,50 Euro entlohnt wurden, deutlich reduziert. Lag der Anteil laut vertraglichem Stundenlohn im Jahr vor der Einführung noch bei rund 11%, so liegt der Wert im Jahr 2016 bei ca. 7%. Bei den tatsächlichen Stundenlöhnen ist der Rückgang mit vier Prozentpunkten von rund 14% auf 10% ähnlich, jedoch ist der entsprechende Anteil der betroffenen Beschäftigten mit knapp 10% im Jahr 2016 höher.

Die Querschnittsanalyse ergibt demnach insgesamt ein ambivalentes Bild. Zwar hat sich die Lohndynamik im Bereich niedriger Löhne nach der Einführung des gesetzlichen Mindestlohnes beschleunigt, dennoch lag im ersten Halbjahr 2016 der vertragliche Stundenlohn von rund 1,8 Millionen anspruchsberechtigten Beschäftigten-ovB noch immer unterhalb der Grenze von 8,50 Euro brutto pro Stunde. Wird der tatsächliche Stundenlohn verwendet, so beläuft sich die entsprechende Zahl auf rund 2,6 Millionen Beschäftigte-ovB. Die Löhne im unteren Lohnsegment sind also weniger stark gestiegen als intendiert. Vor allem bei der Gruppe der geringfügig Beschäftigten werden die Ziele des Mindestlohngesetzes nicht für alle Anspruchsberechtigten-ovB eingelöst. Obwohl geringfügig Beschäftigte zwischen 2014 und 2016 relativ zum Zeitraum 2012-2014 als auch zu sozialversicherungspflichtig Beschäftigten deutlich höhere Stundenlohnzuwächse erfuhren, liegen die vertraglichen Stundenlöhne von rund 40% der geringfügig Beschäftigten im Jahr 2016 weiterhin unterhalb des Mindestlohns.

In der weiterführenden deskriptiven *Längsschnittanalyse* werden individuelle Veränderungen in Stundenlöhnen (und monatlichen Arbeitsentgelten) über die Zeit betrachtet. Sowohl für

den Zeitraum vor als auch nach der Mindestlohneinführung liegen die individuellen Lohnwachstumsraten von Beschäftigten in niedrigen Quantilen weit höher als in den oberen Quantilen der *Lohnverteilung im Ausgangsjahr*. Dies lässt sich unter anderem damit erklären, dass Beschäftigte in den unteren Quantilen häufig Berufseinsteiger sind, deren Löhne mit zunehmender Berufserfahrung rasch steigen. Für viele (mindestlohnberechtigten) Beschäftigte sind niedrige Löhne also ein transitorisches Phänomen. Nach der Einführung zeigen die deskriptiven Ergebnisse einen weiteren leichten Anstieg der individuellen Wachstumsraten für Beschäftigte aus niedrigen Quantilen des Ausgangsjahres.

Kausale Effekte der Mindestlohneinführung auf die Stundenlöhne derjenigen, die unterhalb von 8,50 Euro verdienen, lassen sich mit Hilfe des hier verwendeten DiDiD Ansatzes bestimmen. Hier zeigt sich ein signifikanter positiver Effekt: Durch die Mindestlohneinführung ist die Lohndynamik der mindestlohnberechtigten ArbeitnehmerInnen-ovB, die 2014 vertraglich weniger als 8,50 Euro pro Stunde verdienten, zwischen 2014 und 2015 durchschnittlich um 4% höher ausgefallen als im kontrafaktischen Szenario. Von 2014 nach 2016 ist der Effekt noch etwas stärker und liegt bei 6,5%. Unter Vorbehalt geringer Fallzahlen deuten weitere Analysen darauf hin, dass die Effekte stärker für diejenigen Beschäftigten ausgefallen sind, die generell eher niedrigere Löhne erhalten, z.B. Beschäftigte ohne abgeschlossene Ausbildung und AusländerInnen. Für das monatliche Bruttoarbeitsentgelt zeigt sich zwischen 2014 und 2016 kein signifikanter Effekt für sozialversicherungspflichtig Beschäftigte. Während die Stundenlöhne gestiegen sind, ist hier ein gleichzeitiger Rückgang in der vertraglich vereinbarten Arbeitszeit zu beobachten und dafür ursächlich (vgl. hierzu auch Bonin et al. 2018). Im Gegensatz dazu zeigt sich für geringfügig Beschäftigte ein starker positiver Effekt auf das monatliche Bruttoarbeitsentgelt. Allerdings verhindert eine geringe Fallzahl statistisch signifikante Aussagen.

Da Befragungsdaten mit Messfehlern behaftet sein können, werden verschiedene Robustheitsanalysen insbesondere zur Überprüfung der Robustheit der kausalen Effekte durchgeführt. Es zeigt sich, dass die Ergebnisse robust und qualitativ vergleichbar sind.

Bei den hier präsentierten Befunden gilt jedoch einschränkend, dass nicht endgültig geklärt werden kann, in welchem Umfang der Anteil von 7% anspruchsberechtigten Beschäftigten-ovB, die weiterhin einen vertraglichen Stundenlohn von weniger als 8,50 Euro pro Stunde erhalten, auf Messungenauigkeiten zurückzuführen ist, oder ob es sich hierbei um Verletzungen des Mindestlohngesetzes handelt. Bezüglich dieser alternativen Erklärungen kommen das hier

verwendete statistische Instrumentarium und die zugrundeliegenden Daten an ihre Grenzen (vgl. Kapitel 3).

Der Abschlussbericht gliedert sich wie folgt: In Kapitel 2 wird der aktuelle Forschungsstand beschrieben. Der Untersuchungsgegenstand dieses Berichtes wird in Kapitel 3 skizziert und die verwendete Datenquelle vorgestellt. Dabei werden auch die technischen Herausforderungen bei der Bestimmung von Stundenlöhnen auf der Basis des SOEP sowie die der Analyse zugrundeliegende Grundgesamtheit und die verwendeten Stichproben diskutiert. Kapitel 4 enthält die Ergebnisse der deskriptiven Analysen, Kapitel 5 die Ergebnisse der Kausalanalyse. Kapitel 6 fasst den Bericht zusammen. Abschließend wird in Kapitel 7 der weitere Forschungsbedarf diskutiert. Ein technischer Anhang stellt die verwendeten Methoden ausführlich dar und stellt ergänzende Analysen zur Verfügung.

2 Forschungsstand

Die zwei nachfolgenden Unterkapitel liefern einen Überblick über den Stand der Forschung zu den Mindestlohn-induzierten Effekten auf die Lohnstruktur. Die verwendeten Begriffe Lohnstruktur und Lohnverteilung werden analog zur internationalen Literatur im vorliegenden Bericht synonym verwendet und sind rein beschreibend und nicht normativ besetzt. Das erste Unterkapitel fasst die internationale Literatur zusammen; das zweite Unterkapitel den Stand der Forschung in Deutschland. Im Fokus stehen die unmittelbaren Effekte auf die Lohnverteilung (inkl. Spillover) und Non-Compliance.

2.1 Internationale Evidenz

Zu den durch Mindestlöhne induzierten Effekten auf die Lohnstruktur gibt es eine umfangreiche internationale Literatur. Diese komplett widerzugeben, würde den Rahmen des vorliegenden Berichts sprengen, weshalb sich die Darstellung auf wissenschaftlich besonders einflussreiche Studien aus den USA und Großbritannien beschränkt. Der weit überwiegende Befund der vorliegenden Studien ist, dass mit einem höheren Niveau des Mindestlohns auch Effekte auf die Lohnstruktur und zwar in der Regel im Sinne einer Verringerung der Lohnungleichheit verbunden sind. Maßgeblich für die Verteilungswirkung ist neben der Höhe des Mindestlohns v.a. auch, inwiefern dieser auch tatsächlich durchgesetzt wird. Daher behandelt ein weiterer Unterabschnitt die internationale Evidenz zum Thema Non-Compliance, d.h. den Anteil der Beschäftigten, die einen Lohn unterhalb des Mindestlohns erhalten. Es zeigt sich, dass diese Rate in Abhängigkeit von Ort und Zeitpunkt der Analyse sowie institutionellen Gegebenheiten stark variiert. Es zeigt sich aber auch, dass methodische Aspekte (v.a. Definition der Grundgesamtheit und Art der Befragung) Einfluss auf das gemessene Niveau der Non-Compliance haben.

Verteilungseffekte von Mindestlöhnen in den USA Verschiedene Studien beschäftigen sich mit den Verteilungseffekten von Mindestlöhnen in den USA. So untersuchen DiNardo et al. (1996), welche Rolle Arbeitsmarktfaktoren (insbesondere Arbeitsangebot und -nachfrage) und institutionelle Faktoren (Rückgang des gewerkschaftlichen Organisationsgrades; Senkung des realen Mindestlohns) für steigende Ungleichheiten spielen. Ihre Analysen auf Daten des Current Population Survey (CPS) 1988 zeigen, dass die Senkung des realen Mindestlohns über die Zeit etwa 25 Prozent der steigenden Ungleichheit unter Männern und 30 Prozent der steigenden Ungleichheit unter Frauen erklärt.

Ebenfalls für die USA untersucht Lee (1999) die Effekte realer Absenkungen des Mindestlohns für wachsende Lohnungleichheiten. Seine Ergebnisse basierend auf dem CPS zeigen, dass der sinkende Realwert des Mindestlohns ein Hauptgrund zur Steigerung der Ungleichheit in dem analysierten Zeitraum ist – sowohl für die Gesamtstichprobe als auch für Subpopulationen differenziert nach Geschlecht, ethnischer Zugehörigkeit, Ausbildungsniveau und Arbeitsmarkterfahrung. Eine ähnliche Analyse basierend auf dem CPS von Teulings (2003) bestätigt das Ergebnis von Lee (1999) und zeigt darüber hinaus, dass auch die Bildungsrenditen am unteren Ende der Lohnverteilung negativ durch das Absinken des Mindestlohnes beeinflusst werden.

Neumark et al. (2004) untersuchen verschiedene Wirkungskanäle einer Mindestlohnreform: Löhne, Arbeitsstunden, Beschäftigung und Arbeitseinkommen. Ihre Ergebnisse auf Basis des CPS zeigen, dass Mindestlöhne am stärksten auf das untere Ende der Verteilung wirken, wobei diese positive Wirkung durch die Senkung der gearbeiteten Stunden und negative Beschäftigungseffekte abgeschwächt wird. Außerdem finden die Autoren, dass verzögerte Effekte entscheidend dazu beitragen, dass der Gesamteffekt des Mindestlohns auf Niedrigverdiener negativ ausfällt.

Autor et al. (2008) knüpfen an die oben diskutierten Studien an. Basierend auf aktuelleren Daten aus dem CPS zeigen sie jedoch, dass Änderungen im Mindestlohn keine Hauptrolle für steigende Ungleichheiten spielen. Vielmehr tragen Veränderungen in der Arbeitsmarktnachfrage (steigende Nachfrage nach kognitiven Tätigkeiten und Ersetzung von Routine-Tätigkeiten durch Computertechnologie) entscheidend zu wachsenden Lohnungleichheiten bei.

In einer aktuellen Studie von Autor et al. (2016) basierend auf neuen Daten des CPS werden die Ergebnisse bisheriger Studien in den USA überprüft. Im Fokus stehen dabei mögliche Verzerrungen der bisher identifizierten Effekte. Die Autoren schlagen eine alternative Identifikationsstrategie vor, die regionale und intertemporale Variationen des Mindestlohns ausnutzt. Nach ihren Ergebnissen erklärt die intertemporale Verringerung des Realwerts des Mindestlohns zu 30 bis 40 Prozent die steigende Ungleichheit am unteren Ende der Lohnverteilung (gemessen durch das Verhältnis zwischen dem 10. und 50. Perzentil). Da Mindestlöhne in den USA unter dem 10. Perzentil greifen, deutet dies auf Spillover-Effekte hin (zu Spillover-Effekten vgl. auch Lee, 1999, Neumark et al., 2004; Dickens und Manning, 2004; Aretz et al., 2013).

Verteilungseffekte von Mindestlöhnen in Großbritannien Dickens und Manning (2004) zeigen auf Basis des Labor Force Survey und dem New Earnings Survey einen ungleichheitsreduzierenden Effekt im unteren Bereich der Lohnverteilung (v.a. unterhalb des 10. Perzentils der Lohnverteilung).

Machin (1997) untersucht den Einfluss von Veränderungen im gewerkschaftlichen Organisationsgrad und realem Mindestlohn in Großbritannien seit Anfang der 1980er Jahre. Die auf verschiedenen Datenquellen (General Household Survey, British Household Panel Survey, New Earnings Survey) basierenden Berechnungen zeigen, dass beide Faktoren einen erheblichen Einfluss auf die steigende Lohnungleichheit haben. Zu einer ähnlichen Einschätzung kommen Dolton et al. (2012). Ihre Ergebnisse, die auf multiplen Datenquellen (New Earnings Survey, Annual Survey of Hours and Earnings und Labor Force Survey) basieren, zeigen, dass intertemporale Erhöhungen des Mindestlohns zu einer Verringerung der Ungleichheit am unteren Ende der Lohnverteilung führen. Ähnlich sind die Ergebnisse von Dickens et al. (2012), ebenfalls für Großbritannien. Nach ihren Berechnungen hat der Mindestlohn eine erhebliche Wirkung auf die Ungleichheit am unteren Ende der Lohnverteilung. Zudem entstehen Spillover-Effekte im Lohnbereich bis zur Höhe von 40 Prozent über dem gesetzten Mindestlohnniveau. Zu einer anderen Einschätzung zu den Verteilungseffekten in Großbritannien kommt Stewart (2012), der die Bedeutung von Mindestlöhnen für Lohn-Verhältnisse für das 10. und 50. Perzentil unter Verwendung administrativer Daten des Annual Survey of Hours and Earnings untersucht. Hiernach können Änderungen im (realen) Mindestlohn nicht als Erklärung für die steigende Lohnungleichheit am unteren Ende der Lohnverteilung dienen.

Manning (2013) gibt einen Literaturüberblick zu diversen Studien zum Effekt des Mindestlohns auf Beschäftigung und Verteilung in Großbritannien.¹ Bezüglich der Verteilungseffekte betont er neben den direkten Auswirkungen auf die Betroffenen auch Spillover-Effekte, die zu weniger Ungleichheit am unteren Ende der Lohnverteilung beitragen. Ferner verweist er darauf, dass die gemessenen Umverteilungseffekte bei Verwendung von Haushaltseinkommen deutlich geringer ausfallen.

¹ Vgl. auch die Berichte der Low Pay Commission (2015, 2016).

Non-Compliance im internationalen Kontext Das Spektrum gemessener Non-Compliance variiert stark: innerhalb von Ländern über die Zeit hinweg, zwischen verschiedenen Gruppen von Beschäftigten, sowie zwischen Ländern.

Ein Beispiel für eine Studie, die Non-Compliance-Raten für verschiedene Gruppen von Erwerbstätigen untersucht ist Weil (2005). Unter Verwendung von Daten des Department of Labor Survey der Bekleidungsindustrie im Gebiet von Los Angeles finden die Autoren eine Non-Compliance-Rate von rund 27 % der Beschäftigten, die aber stark nach Branchen und Beschäftigungsgruppen divergiert. Solche Differenzen werden von Cortes (2004) auch in Abhängigkeit soziodemografischer Faktoren aufgezeigt. Basierend auf CPS-Daten für die Jahre 1997 und 1998 wird hier gezeigt, dass die Compliance-Rate für in den USA geborenen Männer bei rund 28 % liegt, während sie bei männlichen Migranten bei nur 20 % liegt.

Die gemessene Non-Compliance hängt auch von methodischen Aspekten ab. So zeigen Ashenfelter und Smith (1979), dass, je nachdem ob Befragungsdaten von ArbeitnehmerInnen oder von ArbeitgeberInnen herangezogen werden, die Compliance-Rate um 13 Prozentpunkte voneinander abweichen kann. Qualitativ ähnliche Unterschiede werden von Metcalf (2008) berichtet. Während mit Daten des Annual Survey of Hours and Earnings (ASHE) eine Non-Compliance-Rate für Großbritannien von 1,3% aller Beschäftigungsverhältnisse in 2005 beobachtet wird, wird nach Angaben des HM Revenue and Customs (HMRC) eine Non-Compliance-Rate von 32% aller untersuchten Fälle in 2005/2006 berichtet. Bei letzterer Studie ist allerdings zu beachten, dass die höhere Non-Compliance-Rate dadurch erklärt werden kann, dass es sich um gezielte Überprüfungen bei einem Anfangsverdacht handelt.

Ein weiterer methodischer Aspekt betrifft die Wahl der Grundgesamtheit. So thematisiert die Low Pay Commission (2017) in Großbritannien die Auswirkungen der Einführung des National Living Wage im April 2016. Hiernach beträgt bei Betrachtung aller Beschäftigten die Non-Compliance-Rate unmittelbar nach der Reform rund 1 %. Dagegen liegt diese Quote bei 19 %, wenn nur die anspruchsberechtigten Niedrigeinkommensbezieher mit einem Lohn an oder unterhalb der Mindestlohnschwelle herangezogen werden.

Auch in ökonomisch weniger entwickelten Ländern, in denen ein Mindestlohn eingeführt wurde, ist das Problem von Non-Compliance bekannt. So weist Bhorat (2014) für Chile im Zeitraum 1990 bis 2009 einen Anteil von 14 % bis 29 % von Beschäftigten aus, die einen Lohn

unterhalb des Mindestlohns erhalten. Marinakis (2016) untersucht verschiedene Länder Latein-Amerikas und findet Raten von weniger als 5 % in Mexiko, über rund 20 % in Costa Rica, bis zu knapp 70 % in Honduras.

Zusammenfassende Bewertung Zusammenfassend kommt die vorliegende internationale Evidenz fast ausnahmslos zu dem Ergebnis, dass (höhere) Mindestlöhne zu einer gleichmäßigeren Lohnverteilung am unteren Ende der Verteilung führen. Der Verteilungseffekt betrifft dabei nicht notwendigerweise nur das Lohnsegment bis zum Mindestlohn. Auch Beschäftigte in höheren Lohnsegmenten können aufgrund von „Spillover-Effekten“ von Lohnsteigerungen profitieren. Für den Verteilungseffekt von Bedeutung ist neben der Höhe des Mindestlohns v.a. auch seine Durchsetzung (Non-Compliance).

2.2 Evidenz für Deutschland

Die empirische Evidenz zu den Effekten des gesetzlichen Mindestlohns in Deutschland ist aufgrund des bisher kurzen Beobachtungszeitraums gering. Die nachfolgend dargestellten Analysen sind – mit der Ausnahme von Caliendo et al. (2017b) – nicht kausaler Art und beruhen häufig auf Daten, die nicht den Zeitraum nach der Reform umfassen. Daneben gibt es eine Reihe von Analysen zu den Effekten von Branchenmindestlöhnen, die hier aber nicht betrachtet werden.²

Eine Reihe von Studien haben versucht, mittels Simulationen eine ex ante Evaluation der möglichen Verteilungseffekte vorzunehmen. Brenke und Müller (2013) verwenden SOEP-Daten aus dem Jahr 2011, um die möglichen Verteilungseffekte der Einführung eines Mindestlohns in Deutschland abzuschätzen. Nach ihrer Berechnung, der keine beobachteten Daten nach der Reform zugrunde liegen, ergeben sich leicht progressive Effekte auf die Lohnverteilung. Auf Haushaltsebene unter Betrachtung weiterer Einkommensarten ist der Effekt schwächer (vgl. hierzu auch Müller und Steiner, 2013).

Auf der gleichen Datenbasis zeigen Heumer et al. (2013), dass ein Mindestlohn aufgrund verschiedener Anrechnungsregelungen (v.a. ALG II, Einkommensbesteuerung) die Nettohaushaltseinkommen nur geringfügig verändert und nicht zielgerichtet ist, da sich sowohl Haushalte mit hohen als auch niedrigen Nettoeinkommen nach der Reform besserstellen. Daraus

² Vgl. das Special Issue des German Economic Review „On the Economic Effects of Minimum Wages in Germany“ aus dem Jahr 2013.

schließen die Autoren, dass die Einführung eines Mindestlohns kein geeignetes Instrument der Umverteilungspolitik sei.

Brautzsch und Schultz (2013) quantifizieren mit der SOEP Welle 2011 den Anteil der Erwerbstätigen, die unter 8,50 Euro pro Stunde verdienen. Sie zeigen zudem, dass die Mindestlohnreform eine größere Wirkung auf Frauen, Ostdeutsche sowie Teilzeit- und geringfügig Beschäftigte und Branchen wie Landwirtschaft, Gastgewerbe und Handel hat.

Amlinger et al. (2016) diskutieren die Reichweite des Mindestlohns zum Zeitpunkt seiner Einführung, die Anpassung der tariflichen Löhne und mögliche zukünftige Anpassungseffekte. Ihre Analysen basieren auf der SOEP Welle 2014 und der Vierteljährlichen Verdiensterhebung, Welle 2015, die aggregierte Daten für Wirtschaftszweige enthält. Mit den Daten der Vierteljährlichen Verdiensterhebung zeigen sie, dass das durchschnittliche Lohnwachstum im 3. Quartal 2015 bei etwa 2 Prozent gegenüber dem Vorjahr lag und die Löhne von ungelernten Arbeitskräften, Frauen und in Ostdeutschland überproportional – bis zu 8,5 Prozent – gewachsen sind. Da die Eingriffsintensität in vielen Regionen Ostdeutschlands überproportional hoch ist, deutet dies auf positive Verteilungseffekte hin.

Jüngst wurde eine Reihe von Studien vorgelegt, die die Verteilungseffekte des gesetzlichen Mindestlohns unter Verwendung aktueller post-Reform Daten untersuchen. Hierzu zählt die Arbeit von Bellmann et al. (2017), die auf Basis von Daten des IAB-Betriebspanels für das Bundesland Sachsen einen starken positiven Effekt der Reform auf die Bruttomonatslöhne sowohl für Erwerbstätige, die vor der Reform unter 8,50 Euro verdienten, als auch für Erwerbstätige, die bereits vorher oberhalb von 8,50 Euro entlohnt wurden (Spillover), findet.

Caliendo et al. (2017b) identifizieren die Effekte der Mindestlohnreform unter Verwendung der regionalen Variation des *Bites* (auf Raumordnungsebene) auf verschiedene Segmente der Lohnverteilung. Basierend auf SOEP-Daten bis zum Jahr 2015 finden sie nach der Reform für Deutschland insgesamt überproportionale Wachstumsraten für Löhne im unteren Bereich der Lohnverteilung ebenso wie höhere Wachstumsraten im unteren Lohnsegment in Regionen mit höherem *Bite*. Ihre Ergebnisse zeigen aber auch wie in Burauel et al. (2017), dass ein nennenswerter Anteil von mindestlohnberechtigten Beschäftigten auch nach der Reform unterhalb des Mindestlohns entgolten wird (Non-Compliance). Dies zeigen auch Pusch und Seifert (2017), die das Problem der Non-Compliance für Minijobber mit Daten des SOEP und PASS untersuchen. Sie zeigen, dass der Stundenlohn bei fast 50 % dieser Beschäftigten auch nach

der Reform unterhalb des Mindestlohns liegt. Die Non-Compliance Rate bei Minijobbern in Nordrhein-Westfalen ist nach Angaben von Bachmann et al. (2017) mit 15% deutlich geringer.³

Eine umfangreiche deskriptive Aufarbeitung der Auswirkung des Mindestlohns auf die Lohnstruktur hat die Mindestlohnkommission (2016) vorgelegt. Die Kommission findet auf Basis der Verdiensterhebung 2015 des Statistischen Bundesamtes, dass sich die Löhne im unteren Lohnsegment nach der Reform Richtung Mindestlohn entwickelt haben, aber auch nach der Reform ca. 1,4 Millionen aus dem Kreis der Berechtigten weniger als 8,50 Euro verdienen. Davon sind vor allem betroffen: Frauen, Beschäftigte in kleinen Unternehmen, Beschäftigte ohne Berufsabschluss und mit befristeten Verträgen, geringfügig Beschäftigte, jüngere Beschäftigte und solche im Rentenalter (vgl. auch Bruttel et al. 2017).

Die bisher vorliegende Evidenz für Deutschland ist also konsistent zu dem oben skizzierten Befunde im internationalen Kontext: Die Einführung des gesetzlichen Mindestlohns hat zu einer gleichmäßigeren Verteilung der Löhne am unteren Ende der Verteilung geführt und zu einem deutlichen Anstieg der Stundenlöhne im unteren Lohnsegment geführt. Allerdings suggerieren die vorgelegten ex-post Analysen, dass dieser Lohnanstieg geringer ausgefallen ist, als vom Gesetzgeber eigentlich intendiert.

³ Die deutlich geringere Non-Compliance Rate in der Publikation von Bachmann et al. (2017) kann unterschiedliche Ursachen haben. Hierzu zählen u.a., dass die Rücklaufquote bei der Arbeitnehmerbefragung nur bei 9,1% lag, dass die Informationen per postalisch versendeten Fragebogen erhoben wurden und nicht mittels eines persönlichen Interviews mit einem Interviewer, und dass Minijob-Beschäftigte in einem Alter ab 61 Jahren aus der Stichprobe explizit ausgeschlossen wurden. In der Studienbeschreibung wird zudem darauf hingewiesen, dass es Hinweise darauf gibt, „dass ein gewisser Anteil der Beschäftigten nur geringe deutsche Sprachkenntnisse und/oder ein geringes Bildungsniveau aufweist. Für diese Gruppen war ein Beantworten der Fragen wegen sprachlichen Hindernissen oder durch Überforderung beim Ausfüllen nicht möglich.“ (RWI 2016, S. 30). Da aber insbesondere Migranten eine der Gruppen sind, die unterdurchschnittliche Löhne aufweist, ist zu vermuten, dass somit das Ausmaß an Non-Compliance mit diesen Daten unterschätzt wird.

3 Operationalisierung der Zielgrößen und Datenquellen

Datengrundlage der Analyse ist das Sozio-oekonomische Panel in der Version 33 (SOEP 2016). Das SOEP ist eine Panelbefragung von ca. 15.000 Haushalten in Deutschland und wird seit 1984 am DIW Berlin durchgeführt (siehe Wagner et al., 2007). Alljährlich werden dieselben Haushalte bzw. deren Mitglieder befragt. Die Daten geben unter anderem Auskunft über Haushaltszusammensetzung, Einkommen, Erwerbstätigkeit, Bildung oder Lebenszufriedenheit. Für die nachfolgenden Analysen eignet sich das SOEP besonders, da es im Unterschied zu vielen anderen Datensätzen nicht nur Angaben über das monatliche Bruttoarbeitsentgelt beinhaltet, sondern auch dezidierte Informationen über die individuelle Arbeitszeit. Dadurch ist es möglich, den individuellen Anspruch auf den allgemeinen Mindestlohn zu identifizieren, Stundenlöhne zu bestimmen und deren Veränderungen über mehrere Jahre hinweg zu messen.

Die SOEP-Befragungen finden zum größten Teil in der ersten Hälfte eines jeden Jahres statt. Eine SOEP-Welle repräsentiert daher vor allem die ersten beiden Quartale eines Jahres. Damit erlaubt Version SOEPv33 eine Aussage bis zum zweiten Quartal 2016. Für die zentralen Analysen werden die Erhebungsjahre 2010 bis 2016 verwendet. In Teilen wird jedoch auch auf Daten ab den 1990er Jahren zurückgegriffen.

Mit seinen Eigenschaften ist das SOEP für die nachfolgende Analyse nahezu alternativlos. Administrative Daten der Bundesagentur für Arbeit beinhalten zwar sehr genaue Daten über die monatliche Entlohnung von Beschäftigten, da allerdings die Arbeitszeit nur in den Kategorien Vollzeit- und Teilzeitbeschäftigung vorliegen, können keine Stundenlöhne, die Zielvariable der hier vorliegenden Studie, bestimmt werden. Sowohl die umfangreiche Verdienststrukturerhebung (VSE) 2014 als auch die Verdiensterhebung (VE) 2015 und 2016 ermöglichen zwar mit Hilfe dezidierter Arbeitszeitinformatoren die Bestimmung von Stundenlöhnen, allerdings sind hier drei Einschränkungen zu beachten. Die erste Einschränkung besteht darin, dass es sich bei V(S)E nicht um Paneldaten handelt, weshalb hierauf basierend keine Kausalanalysen der Auswirkungen der Einführung des Mindestlohns auf individuelle Lohnveränderungen erfolgen können. Zweitens waren die VE 2015 und 2016 im Unterschied zur VSE 2014 freiwillig und die Teilnahmebereitschaft mit ca. 12,8 % bzw. 6,3 % eher gering (Statistisches Bundesamt 2017a, 2017b). Es ist nicht ausgeschlossen, dass die Teilnahme zudem selektiv (auf nicht beobachteten) Charakteristika war. Damit stellt sich die Frage der Verallgemeinerbarkeit hieraus

abgeleiteter Ergebnisse. Drittens haben bei der VE 2015 ca. 40% der Betriebe anstatt der tatsächlichen nur die vertraglichen Arbeitszeiten gemeldet (Bruttel et al. 2017).⁴ Einen alternativen Datensatz stellt das Panel für Arbeitsmarkt und Soziale Sicherung (PASS) dar. Die Einschränkungen, die für das SOEP gelten und nachfolgend näher erläutert werden, gelten in gleicher Weise für das PASS. Allerdings deuten Vergleiche von PASS mit SOEP und Mikrozensus auf signifikante Unterschiede in niedrigen Einkommensbereichen hin. So wird im PASS das relative Armutsrisiko teilweise höher eingeschätzt als im Mikrozensus und im SOEP, was auf eine Überschätzung durch die alternative Stichprobenziehung deutet (siehe Beste et al. 2013). Das SOEP ist aus diesem Grund die bevorzugte Wahl.

3.1 Zielgrößen und deren Operationalisierung

Mit Hilfe des SOEP kann die Lohnstruktur in zwei Dimensionen analysiert werden. Die erste und zentrale Dimension ist die stündliche Entlohnung von abhängig Beschäftigten, da deren Steigerung als explizites Ziel des Gesetzes zur Regelung eines allgemeinen Mindestlohns (MiLoG) benannt wird (siehe §1 MiLoG). Die zweite Dimension dieser Studie stellt das monatliche Arbeitsentgelt dar, denn das implizite Politikziel des gesetzlichen Mindestlohnes ist auch die Reduktion von Armutsrisiken und die Abhängigkeit der Beschäftigten von staatlichen Transferleistungen. In Übereinstimmung mit dem MiLoG werden beide Dimensionen vor Abzug von Steuer- und Sozialversicherungsbeiträgen betrachtet. Zielgrößen sind also stets Bruttogrößen.

Gegenstand der Analysen sind zum einen alle Anspruchsberechtigten-ovB. Zum anderen werden nachfolgend verschiedene sozialpolitisch relevante Beschäftigungsgruppen betrachtet. Hierbei gilt denjenigen Gruppen ein besonderes Interesse, die durch ein durchschnittlich niedriges Lohnniveau gekennzeichnet sind.

3.2 Bestimmung von Stundenlöhnen


Das SOEP bietet aufgrund der Vielzahl abgefragter Items verschiedene Möglichkeiten (Stunden)löhne zu operationalisieren und Anspruchsberechtigte-ovB zu identifizieren. Die dafür notwendigen Aufbereitungsschritte und Einschränkungen der Stichprobe sollen im Folgenden erläutert werden.


⁴ Für einen umfassenden Vergleich zwischen VSE/VE und SOEP siehe Dütsch et al. (2017).

Für die nachfolgende Analyse bilden individuelle Stundenlöhne die zentrale Komponente. Diese werden im SOEP nicht direkt erfragt. Allerdings lassen sie sich über die Angaben zum individuellen monatlichen Bruttoarbeitsentgelt und der Arbeitszeit bestimmen. Abbildung 3.1 zeigt den Wortlaut der Frage zum Bruttoarbeitsverdienst aus der SOEP Welle 2016.

Abbildung 3.1: SOEP Fragestellung zu Arbeitsverdiensten

Wie hoch war Ihr Arbeitsverdienst im letzten Monat?

 Wenn Sie im letzten Monat Sonderzahlungen hatten, z.B. Urlaubsgeld oder Nachzahlungen, rechnen Sie diese bitte **nicht** mit. Entgelt für Überstunden rechnen Sie dagegen mit.

 Falls Sie selbständig sind: Bitte schätzen Sie Ihren monatlichen Gewinn vor und nach Steuern.

Bitte geben Sie nach Möglichkeit beides an:

- den **Bruttoverdienst**, das heißt Lohn oder Gehalt vor Abzug der Steuern und Sozialversicherung
- und den **Nettoverdienst**, das heißt den Betrag nach Abzug von Steuern und Beiträgen zur Renten-, Arbeitslosen- und Krankenversicherung.

Der Arbeitsverdienst betrug: brutto EURO

 netto EURO

Quelle: SOEPv33.

Anmerkung: Originalauszug aus dem SOEP-Fragebogen 2016.

Die Arbeitszeit wird im SOEP mit zwei verschiedenen Konzepten erfasst: SOEP-TeilnehmerInnen geben Auskunft sowohl über ihre vertraglich vereinbarten als auch tatsächlich geleisteten Arbeitsstunden in ihrer Hauptbeschäftigung pro Woche. Diese Angaben werden mit den in Abbildung 3.2 dargestellten Fragen in SOEP erfasst.

Abbildung 3.2: SOEP Fragestellung zu Arbeitszeiten

Wie viele Wochenstunden beträgt Ihre vereinbarte Arbeitszeit ohne Überstunden?

, Stunden pro Woche Keine festgelegte Arbeitszeit.....

Und wie viel beträgt im Durchschnitt Ihre tatsächliche Arbeitszeit pro Woche einschließlich eventueller Überstunden?

, Stunden pro Woche

Quelle: SOEPv33.

Anmerkung: Originalauszug aus dem SOEP-Fragebogen 2016.

Diese Fragen unterscheiden sich bezüglich der Inklusion von Überstunden. Während diese in der vertraglichen Arbeitszeit nicht erfasst werden, wird mit der tatsächlichen berichteten Arbeitszeit die im Durchschnitt geleistete Summe aus vertraglicher Arbeitszeit und bezahlten

und unbezahlten Überstunden erfasst. Für die Verständlichkeit des Textes werden die Arbeitszeiten lediglich als vertraglich bzw. tatsächlich bezeichnet. Überstunden unterliegen wie die vertragliche Arbeitszeit den Regelungen des MiLoG, müssen also entlohnt oder zeitlich abgegolten werden. Beide Arbeitszeitkonzepte sind aus diesem Grund relevant für die Analyse. Einschränkend gilt jedoch, dass die Erfassung von Informationen über Überstunden im SOEP über die letzten Jahre hinweg verändert wurde und somit intertemporale Vergleiche Einschränkungen unterliegen. Die Möglichkeit, Überstunden in Arbeitszeitkonten einfließen zu lassen, erschwert zudem zusätzlich die exakte Berechnung von „tatsächlichen“ aktuell erhaltenen Stundenlöhnen.

Zur Bestimmung von Stundenlöhnen werden die wöchentlichen vertraglichen und tatsächlichen Arbeitszeiten mit der mittleren Anzahl an Wochen pro Monat (4,33) auf monatliche Arbeitszeiten hochgerechnet. Der Quotient aus monatlichen Bruttoarbeitsentgelt und monatlicher Arbeitszeit ergibt den Stundenlohn in zwei Varianten: *vertragliche* oder *tatsächliche* Stundenlöhne.⁵

Die nachfolgende Analyse wird vorwiegend auf vertragliche Stundenlöhne zurückgreifen, da diese weniger sensibel gegenüber Messfehlern als die tatsächlichen Arbeitsstunden sind. Tatsächlich geleistete Arbeitsstunden werden nämlich für einen unbestimmten Zeitraum abgefragt. Hierbei haben SOEP-TeilnehmerInnen also einen größeren Interpretationsspielraum. Zusätzlich kann die Vergütung von Überstunden nicht in jedem Fall eindeutig geklärt werden, etwa wenn Beschäftigte einen Teil ihrer Überstunden über das Jahr ausgleichen. Weiterhin ist es möglich, dass tatsächliche Arbeitsstunden auch Tätigkeiten einschließen, die als entlohnte Schwarzarbeit interpretiert werden muss, deren Identifikation mit Hilfe des SOEP jedoch nicht möglich ist.

⁵ SOEP-TeilnehmerInnen werden jedes Jahr auch nach der Verrechnung von Überstunden befragt. Hier konnte bis 2014 neben Entlohnung und zeitlicher Abgeltung auch „teils, teils“ angegeben werden. Für diese Fälle ist es deshalb nur unter Annahmen möglich Überstunden zu berücksichtigen, weshalb in der Literatur auch andere Stundenlohnkonzepte als die hier beschriebenen verwendet werden. Brenke und Müller (2013) nehmen beispielsweise bei dieser unbestimmten Antwort pauschal eine zeitliche Abgeltung an. Die hier angewandten Stundenlohndefinitionen können aber als obere und untere Grenzen interpretiert werden. Andere Definitionen, wie die von Brenke und Müller (2013), implizieren also Stundenlöhne, die zwischen den hier bestimmten Stundenlöhnen liegen. Ab 2015 wurde die Erfassung von Überstunden und deren Abgeltung im SOEP verändert, wobei der Umgang mit Überstunden (ob Abfeiern oder Auszahlung) nur für den voran gegangenen Monat aber nicht über einen längeren Zeitraum erfragt wird.

Bei der Verwendung von vertraglichen Stundenlöhnen muss hingegen berücksichtigt werden, dass das monatliche Arbeitsentgelt Überstunden einschließt. Werden die Überstunden nicht zeitlich ausgeglichen, sondern entlohnt, stellt der vertragliche Stundenlohn eine Überschätzung des Stundenlohns dar.

Zudem wird ausschließlich das monatliche Bruttoarbeitsentgelt in der Haupttätigkeit verwendet. Nebentätigkeiten, also Zweitjobs oder geringumfängliche Beschäftigung von gemeldeten Arbeitslosen⁶, werden nicht berücksichtigt. Zwar stehen auch hier Informationen zur Verfügung, diese sind jedoch nur bedingt vergleichbar mit den Angaben zu den Haupttätigkeiten.⁷ Sonderzahlungen wie Urlaubsgeld, zusätzliche Monatsgehälter oder Gewinnbeteiligungen können zwar nach aktueller Rechtsprechung⁸ bei der Erfüllung des Mindestlohnes berücksichtigt werden, weil das SOEP jedoch zu großen Teilen im ersten Halbjahr erhoben wird, stehen diese Informationen für viele Beschäftigte zum Zeitpunkt der Befragung noch nicht fest und können somit nicht berücksichtigt werden. Da Sonderzahlungen aber vor allem im oberen Lohnsegment gezahlt werden, ist diese Einschränkung nicht zentral für die nachfolgenden Betrachtungen.⁹

Bei der Interpretation aller nachfolgenden Ergebnisse ist zu beachten, dass es sich bei der Datengrundlage SOEP um Befragungsdaten handelt. Das bedeutet, dass die Angaben der Befragten mit Messungenauigkeiten behaftet sein können. Dies gilt u.a. auch für die angegebenen Arbeitsstunden sowie das monatliche Arbeitsentgelt. So fassen Bound et al. (2001) mehrere Studien zusammen, die zeigen, dass Befragte dazu neigen, ihre Arbeitszeit zu überschätzen. Angaben zur vertraglichen Arbeitszeit sind vermutlich weniger fehlerbehaftet, da sie häufig im Arbeitsvertrag explizit benannt und häufig auf der monatlichen Lohnabrechnung verzeichnet sind. Weiterhin können Befragte die Auskunft zu einzelnen Fragen verweigern (im Englischen „Item-Non-Response“). Diese Lücken werden im SOEP bei zentralen Variablen wie

⁶ Gemäß der Definition der Bundesagentur für Arbeit gelten als arbeitslos gemeldete Personen weiterhin als arbeitssuchend, sofern sie nicht mehr als 3 Stunden/Woche erwerbstätig sind.

⁷ Der SOEP Fragebogen sieht für Nebentätigkeiten nur die Frage vor, wie viele Stunden pro Woche aufgewendet werden, und erlaubt somit keine Aufteilung nach vertraglichen und tatsächlich gearbeiteten Stunden. Des Weiteren kann im SOEP bis 2016 nicht unterschieden werden, ob es sich bei der Nebentätigkeit um eine abhängige oder selbstständige Tätigkeit handelt.

⁸ Siehe hierzu z.B. BAG-Urteil vom 25. Mai 2016, Az. 5 AZR 135/16.

⁹ Exemplarisch kann für 2014 und 2015 im SOEP festgestellt werden, dass nur 10% aller Beschäftigten des untersten Dezils des monatlichen Arbeitsentgelts ein 13. oder 14. Monatsgehalt, Weihnachtsgeld, Boni oder sonstige Gratifikationen erhalten haben. Erst ab dem zweiten Dezil der Verteilung profitieren mehr Beschäftigte (45%) von diesen Leistungen.

dem Monatseinkommen mittels statistischer Verfahren für alle Befragten komplettiert (imputiert). Da die zugrundeliegenden Verfahren jedoch starken Annahmen unterliegen, wird auf imputierte Werte verzichtet.

Daneben gilt es spezifische Aspekte bei der Interpretation zu beachten. Diese ergeben sich zum einen aus der unterschiedlichen Fristigkeit der Angaben: So wird das Arbeitsentgelt für den Vormonat abgefragt, die vertraglichen Arbeitsstunden beziehen sich aber auf den aktuellen Monat. Dies kann zum Beispiel bedeuten, dass eine Person zur Mitte des Monats, in dem sie befragt wird, eine neue Beschäftigung aufnimmt, die mit einer anderen Stundenzahl und/oder anderen Entlohnung als der im Vormonat angegebenen verbunden ist. Stundenlöhne können dadurch gleichermaßen über- oder unterschätzt werden. Auch die Einteilung der ArbeitnehmerInnen nach Branche erfolgt im SOEP über Selbstauskünfte. Dabei werden Informationen zur beruflichen Tätigkeit und der Branchenangabe verwendet. Es ist jedoch zu beachten, dass Personen ihre berufliche Tätigkeit oder ihre Branche unter Umständen vereinfacht und zu wenig differenziert angeben, um Branchen mit spezifischen Mindestlöhnen exakt zu identifizieren.

Aufgrund der oben thematisierten Eigenschaften von Befragungsdaten kann es bei der Zuordnung von Individuen in Lohnsegmente, beispielsweise in Beschäftigte mit Stundenlöhnen unter oder über dem Mindestlohn, zu Fehlklassifikationen kommen.¹⁰ Der Einfluss derartiger möglicher Messfehler auf die Ergebnisse soll anhand verschiedener Sensitivitätsanalysen evaluiert werden (siehe Kapitel 5.4). Um deren Einfluss auf die Ergebnisse möglichst gering zu halten, werden Ausreißer in der Stundenlohnverteilung auf die äußersten Perzentile der gesamten Lohnverteilung rekodiert.¹¹ Das heißt, Stundenlöhne, die unter (über) dem ersten (letzten) Perzentil liegen, werden auf das 1. (99.) Perzentil korrigiert.

Unabhängig von den getroffenen Definitionen und Maßnahmen sind Messfehler kritisch für die nachfolgende Analyse, wenn sie mit der Zielvariable korreliert sind. Sind sie es nicht, erhö-

¹⁰ Ein weiteres Beispiel für Messfehler bei Einkommensangaben ist das Phänomen des „Heapings“, also das Runden von Einkommen auf große ganzzahlige Werte wie 500 € oder 1000 €.

¹¹ Dieses Verfahren ist bei Analysen der Einkommensverteilung bzw. der Löhne etabliert, siehe Atkinson et al. (1995), Fabig (2000), OECD (2011) oder auch Haupt (2016).

hen sich lediglich die Standardfehler der geschätzten Koeffizienten, was zu fehlender statistischer Signifikanz führen könnte. In weiterführenden Robustheitsanalysen wird die Rolle eventueller Messfehler für die empirischen Befunde untersucht (siehe Kapitel 5.4.1).

3.3 Stichprobenabgrenzung

Das SOEP setzt sich aus mehreren Substichproben zusammen, die gewichtet die Gesamtbevölkerung beschreiben.¹² Für die vorliegenden Analysen muss die Untersuchungspopulation eingrenzt werden. Dies ergibt sich zum einen aus dem Ziel der Studie Mindestlohnberechtigte zu analysieren und zum anderen aus typischen Einschränkungen von Panelbefragungen.

Für die Analysen werden *Querschnitt-* und *Längsschnitt-Stichproben* verwendet. Auf die Gesamtbevölkerung hochgerechnete Eckwerte werden mit einer jährlichen Stichprobe dargestellt (*Querschnitt*). Die für die Analyse zentralen individuellen Veränderungen der monatlichen bzw. stündlichen Entlohnung setzen jedoch voraus, dass Individuen in mindestens zwei aufeinanderfolgenden SOEP-Wellen in Beschäftigung beobachtet werden (*Längsschnitt*). Es werden für die Analysen daher unterschiedlich abgegrenzte Stichproben benötigt, um ein vollständiges Bild zu zeichnen. Tabelle 3.1 fasst die Größe der Populationen sowie die nötigen Stichprobenabgrenzungen nach Jahren zusammen. Der nachfolgende Abschnitt erläutert dabei im Detail die durchgeführten Schritte und Einschränkungen.

Tabelle 3.1: Stichprobengröße nach Erhebungsjahr

	2012	2013	2014	2015	2016	Total
Erwerbstätig	16.155	18.199	16.066	15.822	14.895	81.137
Stundenlohn nicht bestimmbar	-3.734	-4.236	-3.392	-3.553	-3.445	-18.360
Nicht-mindestlohnberechtigt oder vorrangiger Branchenmindestlohn	-2.522	-2.904	-2.458	-2.727	-2.447	-13.058
Stichprobe Querschnitt	9.899	11.059	10.216	9.542	9.003	49.719
Nicht beobachtet in $t+2$	-3.341	-4.026	-3.336	-/-	-/-	-29.248
Arbeitsplatzverlust	-62	-51	-75	-/-	-/-	-188
Fehlende Informationen	-363	-279	-330	-/-	-/-	-972
Stichprobe Zwei-Jahres-Längsschnitt	6.133	6.703	6.475	-/-	-/-	19.311

Quelle: SOEPv33, Erhebungsjahre 2012-2016.

¹² Mit Verwendung der Version SOEPv33 werden alle verfügbaren Substichproben eines jeden Erhebungsjahres verwendet, mit Ausnahme der Teilsample M3 und M4 (Flüchtlingsstichproben), die 2016 in weiten Teilen einen von den anderen Teilsamples abweichenden Fragebogen erhalten hatten.

Gesamtstichprobe aller Erwerbstätigen, Mindestlohnberechtigung und vorrangige branchenspezifische Regelungen Im Mittel gibt es im SOEP per anno ca. 16.000 Beobachtungen von erwerbstätigen Personen ab 18 Jahren. Dies schließt sowohl Vollzeit- bzw. Teilzeitbeschäftigte als auch nicht-sozialversicherungspflichtig Erwerbstätige, also geringfügig Beschäftigte oder Selbstständige, ein. Wir schließen ungefähr 16 Prozent dieser Beobachtungen von der Analysepopulation aus. Dazu zählen die explizit vom MiLoG genannten Gruppen, die nicht in den Wirkungsbereich des gesetzlichen Mindestlohns fallen, nämlich Selbstständige, ehemals Langzeitarbeitslose in den ersten sechs Monaten ihrer Beschäftigung, Auszubildende und PraktikantInnen sowie Personen unter 18 Jahren. Zudem werden von der Hauptanalyse all diejenigen Beschäftigten ausgeschlossen, die in einer Branche tätig sind, welche einen eigenen, branchenspezifischen Mindestlohn vereinbart haben.¹³ Hierbei muss zwischen zwei Gründen unterschieden werden. Gemäß §24 MiLoG galt bis 31. Dezember 2017 eine Übergangsfrist für Branchen mit Mindestlohn unter 8,50 Euro pro Stunde. Dazu zählende Beschäftigte sind wie die oben genannten Gruppen also ebenfalls per Gesetz (zumindest temporär) ausgeschlossen und fallen somit nicht in den Wirkungsbereich des Mindestlohns. Dem entgegen stehen Branchen mit Mindestlöhnen, die über 8,50 Euro liegen. Prinzipiell hätten diese Beschäftigten nach Auslaufen der eigenen Mindestlohnregelungen zwar einen Anspruch auf den gesetzlichen Mindestlohn. Bei vielen Branchenmindestlöhnen bestehen die Vereinbarungen aber schon seit längerer Zeit und werden regelmäßig verlängert und die Mindestlöhne dabei erhöht, im Baugewerbe bestehen sie teilweise seit Ende der 1990er Jahre. Erhöhungen in diesen allgemeinverbindlich erklärten Branchenvereinbarungen erschweren die Identifikation von Effekten des gesetzlichen Mindestlohnes erschweren. Die resultierenden Lohneffekte für die Beschäftigten könnten dann nicht nur in der Kausalanalyse zu Verzerrungen führen. Weil diese Gruppe aufgrund ihrer subsidiären Regelungen zwar juristisch aber nicht effektiv in den Wirkungsbereich des gesetzlichen Mindestlohnes fällt, wird diese nachfolgend ebenfalls nicht berücksichtigt. Betrachtet werden also nur mindestlohnberechtigte Beschäftigte ohne vorrangige Branchenmindestlöhne (kurz ovB).¹⁴

¹³ Die Identifikation der Branchen mit eigenen Mindestlöhnen erfolgt über die die Einteilung nach der Klassifikation der Berufe (KldB) sowie die Statistische Systematik der Wirtschaftszweige in der Europäischen Gemeinschaft (NACE). In Kapitel B.1 des technischen Anhangs wird die Identifikation der Branchen mit eigenen Mindestlöhnen über und unter 8,50 Euro im Detail erläutert und diskutiert.

¹⁴ Die Nicht-Berechtigten können in die Gruppen Auszubildende, Selbstständige, Sektoren mit eigenem Mindestlohn (unter bzw. über 8,50 Euro), Langzeitarbeitslose in den ersten sechs Monaten ihrer Beschäftigung, arbei-

Ein Ausschluss der oben abgegrenzten Gruppe stellt insgesamt sicher, dass die später definierte Teilnehmer- und Kontrollgruppe konsistent in den Wirkungsbereich des MiLoG fällt und somit eine bestmögliche Vergleichbarkeit zwischen den Gruppen vorliegt.

Fehlende Informationen und Lohnausreißer Von den verbleibenden Beobachtungen können aufgrund fehlender Informationen über das monatliche Arbeitsentgelt oder Arbeitszeiten weitere 18.360 Beobachtungen nicht in der Analyse berücksichtigt werden. Zudem wird ein Top und Bottom Coding von Lohnausreißern implementiert. Damit wird dem Standard in der Literatur gefolgt (siehe Referenzen in Kapitel 3.2). Dabei werden Löhne im jahresspezifischen untersten Perzentil auf den das unterste und zweitunterste Perzentil trennenden Lohn gesetzt. Löhne im jahresspezifischen obersten Perzentil werden auf den das oberste und zweitoberste Perzentil trennenden Lohn gesetzt.

Stichprobe für Querschnittsanalyse Die verbleibenden 49.719 Personen bilden die Analysepopulation für die Querschnittsanalyse in Kapitel 4.1 und 4.2. Mittels SOEP-Hochrechnungsfaktoren wird diese Stichprobe auf die Gesamtpopulation hochgerechnet.

Längsschnittanalyse und Panelsterblichkeit¹⁵ Aufbauend auf der Querschnittstichprobe wird die zweite Analysepopulation gebildet (nachfolgend *Längsschnittstichprobe*). Mit t als Referenzjahr greift die Längsschnittstichprobe in der Zwei-Jahres-Analyse auf individuelle Informationen der übernächsten Beobachtungswelle ($t + 2$) zurück. Dadurch können in Abhängigkeit über Informationen einer Person in Periode t Aussagen über *individuelle* Veränderungen in Stundenlöhnen oder monatlichen Arbeitsentgelten getroffen werden. Bei der Abgrenzung der relevanten Längsschnitt-Populationen können jedoch nur Personen berücksichtigt werden, die in mindestens zwei SOEP-Befragungen teilgenommen haben, welche zwei Jahre auseinanderliegen und sämtliche Informationen zur Bestimmung von Stundenlöhnen zur Verfügung stellen. Aufgrund von Antwortverweigerungen oder Panelsterblichkeit ist dies aber nur für einen Teil der Querschnittstichprobe erfüllt. Im weiteren Verlauf wird diese Stichprobe die Zwei-Jahres-Längsschnittstichprobe genannt, da die Beobachtungen im zweiten Jahr nach t beobachtet werden.

tende Arbeitslose und Nicht-Beschäftigte aufgeteilt werden. Tabelle A.1 im Anhang führt die Größen der verschiedenen Gruppen auf. Tabelle A.2 repliziert Tabelle A.1 nur für Personen, die einen Stundenlohn geringer als 8,50 Euro aufweisen.

¹⁵ Der Vorteil eines Paneldatensatzes ist die wiederholte Beobachtung derselben Personen zu verschiedenen Zeitpunkten. Verlassen Personen zeitweise oder endgültig die Befragung, spricht man von Panelsterblichkeit.

Analog wird eine Längsschnittstichprobe mit einjährigem Zeitfenster genutzt. Diese erfordert, dass die Befragten alle nötigen Informationen sowohl in t als auch in $t + 1$ verfügbar machen. Diese Stichprobe wird als die Ein-Jahres-Längsschnittstichprobe bezeichnet.

Arbeitsmarkttransitionen Einige Beschäftigte verlassen zudem den Geltungsbereich des MiLoG und werden daher, obwohl sie alle nötigen Informationen auch in $t + 1$ bzw. $t + 2$ zur Verfügung stellen, gesondert betrachtet.

Es lassen sich zwei Typen von Transitionen unterscheiden. Der erste Transitions-Typ beschreibt Personen, die zwar in t einen Mindestlohnanspruch hatten, ein bzw. zwei Jahre später aber in eine Beschäftigung ohne Anspruch gewechselt sind. Dies kann zum Beispiel ein Wechsel in Selbstständigkeit oder ein Arbeitsplatzwechsel in einen Sektor mit einer Ausnahmeregelung sein. Da diese Beschäftigungswechsel eine direkte Konsequenz der Mindestlohneinführung sein können, werden diese Transitionen auch in der nachfolgenden Analyse berücksichtigt. Die Längsschnitt-Population schließt derartige Personen deshalb mit ein. Der zweite Transitions-Typ sind Wechsel in Arbeitslosigkeit. Auch dies kann die Lohnverteilung verändern. Zwar gibt es bisher nur schwache Evidenz dafür, dass in der kurzen Frist Beschäftigung abgebaut wurde (Bossler und Gerner, 2016; Garloff, 2016; Caliendo et al., 2017a; Bonin et al. 2018), dennoch ist nicht auszuschließen, dass Mindestlohnanspruchsberechtigte den Arbeitsplatz verlieren. Da für diese Personen kein Lohn in $t + 1$ bzw. $t + 2$ beobachtet werden kann, werden diese Transitionen separat betrachtet werden.

Für die Längsschnittstichprobe ist ausschließlich der Beschäftigungsstatus zum Zeitpunkt des Interviews ausschlaggebend. Die oben beschriebenen Transitionen bleiben also unberücksichtigt, sofern sie *zwischen* zwei SOEP-Befragungen stattfinden.

Selektionseffekte und fehlende sozio-demografische Informationen Auf Basis der Bedingungen bezüglich der Verfügbarkeit in $t + 2$ erfolgt die Analyse durch Wachstumsinzidenzkurven für Weiterbeschäftigte (siehe Kapitel 4.3). Diese stellen das zweijährliche individuelle Lohnwachstum von Beschäftigten in Abhängigkeit ihres Lohnniveaus in t dar.

Das Ausscheiden aus einer Panelbefragung kann Selektionsprozessen unterliegen. Alleinlebende, AusländerInnen, Arbeitslose oder Personen mit Beschäftigungswechsel haben eine höhere Wahrscheinlichkeit aus der Befragung auszusteigen (Kroh et al. 2017). Um mögliche Verzerrungen der Ergebnisse aufgrund systematischen Ausfalls in Abhängigkeit beobachtbarer

Charakteristika zu minimieren, wird in den Regressionsanalysen für sozio-demografische Charakteristika und Arbeitsplatzinformationen kontrolliert. Allerdings können Personen in dieser Analyse nicht berücksichtigt werden, die nicht alle nötigen Informationen zur Verfügung stellen. Somit entsteht gemäß Tabelle 3.1 ein weiterer Datenverlust von ungefähr 300 Beobachtungen per anno, so dass am Ende pro Jahr rund 6.500 Beobachtungen für die Zwei-Jahres-Analyse zur Verfügung stehen. Tabelle 3.2 zeigt exemplarisch für das Jahr 2014 die Stichprobengröße bzw. die Beobachtungsverluste für zwei verschiedene Lohngruppen, nämlich Beobachtungen mit vertraglichen Löhnen ober- und unterhalb von 8,50 Euro/Stunde.

Tabelle 3.2: Stichprobengröße nach Lohngruppen für 2014

	Lohn \geq 8,50	Lohn $<$ 8,50	Total
Erwerbstätig und Lohninformation	10.949	1.725	12.674
Nicht-mindestlohnberechtigigt oder vorrangiger Branchenmindestlohn	-1.917	-541	-2.458
Stichprobe Querschnitt	9.032	1.184	10.216
Nicht beobachtet in $t+2$	-2.813	-523	-3.336
Arbeitsplatzverlust	-48	-27	-75
Fehlende Informationen	-241	-89	-330
Stichprobe Zwei-Jahres-Längsschnitt	5.930	545	6.475

Quelle: SOEP 2014-2016.

Anmerkung: Um die Einteilung in Lohngruppen vornehmen zu können, wurden die Restriktion „Stundenlohn nicht bestimmbar“ aus Tabelle 3.1 bereits für die Ausgangsstichprobe vorausgesetzt.

Das Gros der Beobachtungen entfällt erwartungsgemäß auf die obere Lohngruppe. In der Gruppe der Personen mit Löhnen unter 8,50 Euro pro Stunde gibt es relativ hohe Datenverluste durch fehlende Anspruchsberechtigung. Dies erklärt sich durch die Sektoren mit Ausnahmeregelungen. Insgesamt stellt das SOEP aber eine für die zentralen Analysen ausreichend breite Datenbasis zur Verfügung. Eine Einschränkung muss jedoch in Bezug auf die Beobachtungen mit Arbeitsplatzverlusten gemacht werden. Im Jahr 2014 (und ähnlich in anderen Jahren) sind ungewichtet lediglich 27 derartige Übergänge von Personen mit Stundenlöhnen unterhalb von 8,50 Euro zu beobachten.¹⁶ Die Aussagekraft hierauf aufbauender Analysen ist aufgrund der kleinen Fallzahlen somit beschränkt. Dies deutet allerdings auch darauf hin, dass die Einführung des Mindestlohns keine umfangreichen Arbeitsplatzverluste verursacht hat.

¹⁶ Hierbei ist zu beachten, dass hier nur der Erwerbsstatus jeweils zum Befragungszeitpunkt betrachtet und damit unterjährige Arbeitslosigkeit vernachlässigt wurde. Faktisch liegt hier aber eine nennenswerte Mobilität vor, da zum Beispiel im Jahr 2015 von allen Erwerbstätigen rund 1.000 im Folgejahr zumindest zeitweise arbeitslos geworden sind.

Stichprobengröße für Subgruppen Es werden auch die Änderungen der Lohnstruktur und Lohneffekte aufgrund der Mindestlohneinführung für spezifische Subgruppen diskutiert. Subgruppen werden nach folgenden Kriterien differenziert: Beschäftigungsumfang, Alter, Berufsausbildung, Wohnort, Geschlecht und Nationalität.

Eine zentrale Einteilung muss anhand der Sozialversicherungsbeiträge erfolgen. Geringfügig Beschäftigte, also Beschäftigte mit einem monatlichen Bruttoarbeitsentgelt bis 450 Euro, unterliegen besonderen Abgaberegungen. Für diesen Beschäftigungstyp fallen lediglich für ArbeitgeberInnen verpflichtende Sozialversicherungsbeiträge an. Das Bruttoarbeitsentgelt wird im Regelfalle nur durch freiwillige und vergleichsweise geringe Beiträge an die gesetzliche Rentenversicherung reduziert. Diesen Vorteil verlieren geringfügig Beschäftigte jedoch, sobald deren Arbeitsentgelt die Geringfügigkeitsschwelle überschreitet. Es kann daher finanziell vorteilhaft sein, nach einer Lohnerhöhung (beispielsweise ausgelöst durch den Mindestlohn) das Arbeitsangebot soweit einzuschränken, dass diese Schwelle nicht überschritten wird. Derartig negative Arbeitsanreize existieren für sozialversicherungspflichtig Beschäftigte nicht. Daher werden im Folgenden geringfügig Beschäftigte und sozialversicherungspflichtig Beschäftigte unterschieden. Zusätzlich werden sozialversicherungspflichtig Beschäftigte in Vollzeit- und Teilzeitbeschäftigte basierend auf der wöchentlichen Arbeitszeit unterschieden, wobei eine Teilzeittätigkeit dadurch definiert ist, dass die Arbeitszeit auf maximal 30 Stunden pro Woche beschränkt ist. Geringfügig Beschäftigte werden über das monatliche Bruttoarbeitsentgelt von maximal 450 Euro identifiziert.

Die Untersuchungspopulation wird in drei Altersgruppen unterteilt: Personen zwischen 18 und 25 Jahre, zwischen 25 und 55 Jahre und ab 55 Jahre. Die Aufteilung nach beruflichem Bildungsabschluss erfolgt ebenfalls in drei Kategorien: Keine Ausbildung, Berufsausbildung, akademische Ausbildung. Beim Wohnort wird zwischen Westdeutschland und Ostdeutschland (inkl. Berlin) unterschieden. Es werden all diejenigen als AusländerInnen definiert, die keine deutsche Nationalität angeben. Tabelle 3.3 stellt die Größen der Stichproben nach Subgruppen für die Querschnittstichprobe dar, die in Kapitel 4 genutzt wird. Wie sich zeigt, fallen die Stichproben für Personen im Alter von unter 25 Jahren und für geringfügig Beschäftigte am kleinsten aus.

Tabelle 3.3: Stichprobengröße der Subgruppen für die Querschnittstichprobe

	2012	2013	2014	2015	2016
Querschnittstichprobe	9.899	11.059	10.216	9.542	9.003
Sozialversicherungspflichtig Beschäftigte	9.166	10.224	9.387	8.833	8.365
Vollzeitbeschäftigte	7.306	8.153	7.477	7.059	6.641
Teilzeitbeschäftigte	1.860	2.071	1.910	1.774	1.724
Geringfügig Beschäftigte	733	835	829	709	638
18 ≤ Alter < 25	426	544	463	451	465
25 ≤ Alter < 55	8.058	8.997	8.152	7.537	6.963
55 ≤ Alter	1.414	1.518	1.601	1.554	1.574
Keine Ausbildung	872	1.328	1.201	1.154	1.064
Berufsausbildung	6.084	6.436	5.844	5.328	5.054
akad. Ausbildung	2.805	3.134	2.974	2.909	2.736
Wohnhaft in West-Deutschland	7.686	8.802	8.110	7.630	7.132
Wohnhaft in Ost-Deutschland	2.213	2.257	2.106	1.912	1.871
Männer	4.631	5.232	4.800	4.492	4.164
Frauen	5.268	5.827	5.416	5.050	4.839
Deutsche	9.352	9.722	9.017	8.192	7.847
AusländerInnen	547	1.336	1.199	1.350	1.156

Quelle: SOEPv33, Erhebungsjahre 2012-2016.

Anmerkungen: Basierend auf der Querschnittstichprobe.

Weiter werden in Tabelle 3.4 die Stichprobengrößen der Subgruppen für die Zwei-Jahres-Längsschnittstichprobe betrachtet. Da in der Kausalanalyse zwischen Teilnehmer- (Stundenlohn unter 8,50 Euro) und Kontroll-Gruppe (Stundenlohn zwischen 8,50 Euro und 10 Euro) unterschieden werden muss, werden die Stichprobengrößen hier bereits nach Stundenlohn für die Jahre 2010, 2012 und 2014 betrachtet. Für die ausgewiesenen Beobachtungen liegen alle Informationen für die Zwei-Jahres-Analyse vor.

Tabelle 3.4: Stichprobengröße der Subgruppen für die Längsschnittstichprobe

	2010		2012		2014	
	Lohn < 8,50	8,50 ≤ Lohn < 10	Lohn < 8,50	8,50 ≤ Lohn < 10	Lohn < 8,50	8,50 ≤ Lohn < 10
Längsschnittstichprobe	533	397	549	412	545	438
Sozialversicherungspflichtig Beschäftigte	394	356	377	348	382	383
Vollzeitbeschäftigte	315	287	285	271	270	303
Teilzeitbeschäftigte	79	69	92	77	112	80
Geringfügig Beschäftigte	139	41	172	64	163	55
18 ≤ Alter < 25	27	22	41	30	37	38
25 ≤ Alter < 55	463	344	425	325	412	338
55 ≤ Alter	43	31	83	57	96	62
Keine Ausbildung	80	56	91	56	140	96
Berufsausbildung	408	304	419	320	346	306
akad. Ausbildung	45	37	39	36	59	36
Wohnhaft in West-Deutschland	280	244	323	264	358	274
Wohnhaft in Ost-Deutschland	253	153	226	148	187	164
Männer	153	158	111	133	106	153
Frauen	380	239	438	279	439	285
Deutsche	494	370	511	378	454	375
AusländerInnen	39	27	38	34	91	63

Quelle: SOEPv33, Erhebungsjahre 2012-2016.

Anmerkungen: Basierend auf der Zwei-Jahres-Längsschnittstichprobe. Gruppen mit weniger als 50 Beobachtungen sind kursiv gekennzeichnet. Für diese Gruppen sind berechnete Effekte aufgrund der geringen Fallzahlen nur eingeschränkt interpretierbar.

Für die Kausalanalyse wird eine Mindestzahl von 50 Beobachtungen in den Subgruppen pro Jahr für notwendig erachtet, um berechnete Effekte interpretieren zu können. Es zeigt sich, dass für Personen im Alter von 18 bis 25 Jahren sowie über 55 Jahren, für Personen mit einer akademischen Ausbildung und mit keiner deutschen Nationalität deutlich weniger Beobachtungen vorliegen. Für geringfügig Beschäftigte sind in der Kontrollgruppe zwar mehr als 50 aber mit 66 weiterhin sehr wenig Beobachtungen vorhanden. Eine belastbare Aussage über den Effekt der Mindestlohneinführung auf die Lohnveränderung ist daher für diese Subgruppen nur eingeschränkt möglich. Zur Vollständigkeit werden die Ergebnisse jedoch trotzdem präsentiert.

4 Deskriptive Ergebnisse

4.1 Deskription der mindestlohnberechtigten Population

Tabelle 4.1 präsentiert die wichtigsten Variablen für die Querschnittstichprobe getrennt nach Jahren. Da das zugrunde gelegte Arbeitszeitkonzept einen starken Einfluss auf die Zielvariable ausübt, stellt die Tabelle alle Werte für die Konzepte der vertraglich vereinbarten und tatsächlichen Arbeitszeit gegenüber. Für die Analyse wird die oben beschriebene Querschnittstichprobe hochgerechnet. Alle Ergebnisse sind mit den im SOEP enthaltenen individuellen Hochrechnungsfaktoren gewichtet, um für ziehungsbedingte Unterschiede und individuelle Ausfallprozesse zu kontrollieren.

Tabelle 4.1: Hochgerechnete Durchschnitte und Standardabweichungen nach Jahren

	2012	2013	2014	2015	2016
Monatliches Bruttoarbeitsentgelt in Euro	2.622,77 (1.534,92)	2.649,42 (1.577,11)	2.703,05 (1.639,14)	2.818,06 (1.684,00)	2.846,49 (1.685,27)
Wöchentliche Arbeitszeit in Stunden					
Vertraglich	34,18 (9,81)	34,10 (9,64)	33,75 (9,96)	34,03 (9,78)	33,98 (9,77)
Tatsächlich	37,76 (11,72)	37,58 (11,65)	36,98 (11,81)	37,17 (11,59)	37,11 (11,51)
Stundenlohn in Euro					
Vertraglich	17,22 (8,51)	17,41 (8,72)	17,88 (9,06)	18,54 (9,25)	18,74 (9,24)
Tatsächlich	15,58 (7,22)	15,80 (7,52)	16,28 (7,80)	17,00 (8,05)	17,16 (8,06)
Beobachtungen	9.899	11.059	10.216	9.542	9.003

Quelle: SOEPv33, Erhebungsjahre 2012-2016.

Anmerkungen: Durchschnitte mit Standardabweichung in Klammern ausgewiesen. Die Beobachtungen wurden mit Hilfe von individuellen Hochrechnungsfaktoren hochgerechnet. Basierend auf der Querschnittstichprobe.

Das individuelle monatliche Bruttoarbeitsentgelt liegt für die mindestlohnberechtigten Gesamtpopulation-ovB zwischen rund 2.620 Euro im Jahr 2012 und 2.850 Euro im Jahr 2016. Teilt man dieses Arbeitsentgelt durch die vertraglichen Arbeitszeiten (im Schnitt liegen diese zwischen 33,8 und 34,2 Stunden multipliziert mit 4,33), so erhält man durchschnittliche vertragliche Stundenlöhne, die zwischen 2012 und 2016 von ca. 17,2 Euro auf ca. 18,7 Euro ansteigen. Weil die tatsächliche Arbeitszeit im Durchschnitt in allen Jahren rund drei Stunden über der vertraglichen Zeit liegt, übersteigt der durchschnittliche vertragliche den tatsächlichen Stundenlohn deutlich. Dies gilt über den gesamten Beobachtungszeitraum hinweg.

Die unterschiedliche durchschnittliche Lohnhöhe je nach Arbeitszeitkonzept spiegelt sich auch im Anteil von Mindestlohnberechtigten-ovB wider, die unterhalb von 8,50 Euro pro Stunde entlohnt werden. Diese sind in Tabelle 4.2 mit zugehörigem Konfidenzintervall getrennt nach Jahren dargestellt. Die einzelnen Panels betrachten verschiedene Populationen: Panel A betrachtet die Anspruchsberechtigten-ovB, welche Gegenstand der Hauptanalyse sind. In Panel B werden zusätzlich Beschäftigte betrachtet, die in Branchen mit einem eigenen Mindestlohn über 8,50 Euro arbeiten. Panel B stellt somit den per Gesetz vorgesehenen Wirkungsbereich dar. Abschließend werden in Panel C auch Branchen mit einem Mindestlohn unter 8,50 Euro aufgenommen. Diese sukzessive Aufnahme der Branchen ermöglicht einen Einblick, ob die Inklusion der Branchen mit eigenem Mindestlohn die ausgewiesenen Anteile verzerrt.

Tabelle 4.2: Anteil Entlohnung unter 8,50 Euro pro Stunde in % nach Jahren

	2012	2013	2014	2015	2016
Panel A: Exkl. Branchen mit vorrangigem ML					
Vertraglich	11,21	11,06	10,80	8,17	6,98
Konfidenzintervall	[10,23 ; 12,20]	[10,22 ; 12,04]	[9,94 ; 11,85]	[7,25 ; 9,11]	[6,11 ; 7,73]
Tatsächlich	14,77	14,26	13,92	11,07	9,82
Konfidenzintervall	[13,60 ; 15,95]	[13,24 ; 15,35]	[13,03 ; 14,97]	[10,07 ; 12,06]	[8,87 ; 10,70]
Beobachtungen	9.899	11.059	10.216	9.542	9.003
Panel B: Inkl. Branchen mit vorrangigem ML über 8,50					
Vertraglich	10,94	10,85	10,5	8,02	7,03
Konfidenzintervall	[10,12 ; 11,86]	[10,01 ; 11,82]	[9,77 ; 11,36]	[7,23 ; 8,84]	[6,22 ; 7,68]
Tatsächlich	14,97	14,41	13,91	11,51	10,36
Konfidenzintervall	[13,93 ; 16,28]	[13,54 ; 15,38]	[13,19 ; 14,92]	[10,61 ; 12,47]	[9,47 ; 11,18]
Beobachtungen	11.561	13.035	12.036	11.775	11.103
Panel C: Inkl. Branchen mit vorrangigem ML					
Vertraglich	11,49	11,24	10,71	8,45	7,06
Konfidenzintervall	[10,69 ; 12,45]	[10,42 ; 12,16]	[9,99 ; 11,57]	[7,59 ; 9,20]	[6,27 ; 7,72]
Tatsächlich	15,70	15,07	14,33	12,15	10,42
Konfidenzintervall	[14,74 ; 16,97]	[14,24 ; 16,10]	[13,64 ; 15,38]	[11,23 ; 13,06]	[9,58 ; 11,21]
Beobachtungen	12.104	13.656	12.332	12.104	11.271

Quelle: SOEPv33, Erhebungsjahre 2012-2016.

Anmerkung: Die Anteile wurden mit Hilfe von individuellen Hochrechnungsfaktoren hochgerechnet. Vertragliche Stundenlöhne zugrunde gelegt. Basierend auf der Querschnittstichprobe.

Betrachtet man nur Branchen ohne eigenen Mindestlohn (Panel A), zeigt sich in den Jahren 2012 bis 2014 vor der Einführung des Mindestlohns ein Anteil von 10,8% bis 11,2% der Mindestlohnberechtigten-ovB, die einen vertraglichen Stundenlohn unterhalb von 8,50 Euro verdienen. Nach der Einführung des Mindestlohns liegt der vertragliche Stundenlohn im ersten

Halbjahr 2015 für rund 8% unterhalb der neuen Lohngrenze. Dieser Anteil sinkt im ersten Halbjahr 2016 weiter auf rund 7%.

Werden Beschäftigte aus Branchen mit einem eigenen Mindestlohn über 8,50 Euro aufgenommen (Panel B), sinken die Anteile 2012 bis 2014 auf 10,9% bis 10,5% und nach der Mindestlohneinführung auf 8% im Jahr 2015 bzw. 7% im Jahr 2016. Zudem zeigen die Konfidenzbänder, dass es keine signifikanten Unterschiede zwischen den Ergebnissen aus Panel A und B gibt. Dies deutet beides darauf hin, dass es in den Analysen nicht zu Verzerrungen kommen sollte, wenn man Beschäftigte aus Branchen mit eigenem Mindestlohn nicht in der Analysepopulation einschließt. Betrachtet man Beschäftigte aus allen Branchen (Panel C) liegt der Anteil vor der Mindestlohneinführung zwischen 10,7% und 11,5%, sinkt allerdings nach der Einführung 2015 auf rund 8% und 2016 sogar auf rund 7%. Die ausgewiesenen Anteile von Tabelle 4.2 werden in Tabelle A.3 im Anhang als hochgerechnete Fallzahlen ausgewiesen (siehe dazu auch die technische Erläuterung in Anhang B.9). Hochgerechnet sind 2016 ca. 1,8 Millionen mindestlohnberechtigter Beschäftigter-ovB unterhalb von 8,50 Euro entlohnt worden. Schließt man Beschäftigte mit branchenspezifischen Mindestlöhnen über 8,50 Euro ein, steigt die Anzahl auf 2,2 Millionen Beschäftigte an. Diese Zahlen liegen deutlich über den Zahlen, die das Statistische Bundesamt auf Basis der freiwilligen Verdiensterhebungen ausweisen. Für das Jahr 2016 liegt die Anzahl der Beobachtungen mit einem Stundenlohn unter 8,50 Euro beispielweise basierend auf der VE 2016 bei 1,1 Millionen (Statistisches Bundesamt 2017b).¹⁷ Die unterschiedlichen Anzahlen der Beobachtungen im Vergleich SOEP und VSE/VE sind damit zu begründen, dass im SOEP Beschäftigte in Haupttätigkeit und nicht wie in VSE/VE Beschäftigungsverhältnisse inkl. Nebentätigkeit ausgewiesen werden (für eine ausführliche Diskussion siehe Burauel et al., 2017).

Tabelle 4.3 weist den Anteil der Mindestlohnberechtigten-ovB mit einem vertraglichen Stundenlohn unter 8,50 Euro mit Konfidenzintervallen nach Jahren und Subgruppen aus. Auffällig hoch ist der Anteil für geringfügig Beschäftigte 2014 bei rund 55% und 2016 immer noch 40%. Im Vergleich hierzu liegt der Anteil für Vollzeitbeschäftigte bzw. Teilzeitbeschäftigte 2014 bei

¹⁷ Im Bericht vom Statistischen Bundesamt (2017b) wird konkret die Zahl von 751.000 Beschäftigten mit einem Stundenlohn von unter 8,45 Euro ausgewiesen.

rund 7% bzw. 11% und 2016 nur noch bei 4% bzw. ca. 8,5%. Dies deutet daraufhin, dass sozialversicherungspflichtig Beschäftigte und geringfügig Beschäftigte getrennt voneinander betrachtet werden sollten.

Tabelle 4.3: Anteil Entlohnung unter 8,50 Euro pro Stunde in % nach Jahren für die Subgruppen mit Hochrechnungsfaktoren für vertragliche Stundenlöhne

	2014		2015		2016		Untere Grenze KI	Obere Grenze KI	
	Untere Grenze KI	Obere Grenze KI	Untere Grenze KI	Obere Grenze KI	Untere Grenze KI	Obere Grenze KI			
Vollzeitbeschäftigte Beobachtungen	5,75	6,55	7,33	4,12	4,98	5,88	3,31	4,06	4,67
		7.477			7.059			6.641	
Teilzeitbeschäftigte Beobachtungen	8,52	10,65	13,16	6,79	8,89	11,44	6,96	8,49	11,07
		1.910			1.774			1.724	
Geringfügig Beschäftigte Beobachtungen	50,43	55,29	62,09	40,41	45,65	51,47	33,99	40,16	45,45
		829			709			638	
Alter < 25 Beobachtungen	24,02	30,06	36,47	17,97	24,80	31,92	17,17	23,17	28,31
		463			451			465	
25 ≤ Alter < 55 Beobachtungen	8,39	9,26	10,43	5,71	6,49	7,35	4,76	5,57	6,26
		8.152			7.537			6.963	
55 ≤ Alter Beobachtungen	9,32	11,26	13,57	7,83	9,93	11,71	6,20	7,96	9,79
		1.601			1.554			1.574	
Keine Ausbildung Beobachtungen	18,33	21,86	25,35	15,72	19,12	22,91	11,86	14,92	17,58
		1.201			1.154			1.064	
Berufsausbildung Beobachtungen	9,85	10,96	12,38	6,42	7,54	8,73	5,61	6,75	7,86
		5.844			5.328			5.054	
akad. Ausbildung Beobachtungen	2,69	3,79	4,66	2,24	3,21	4,32	1,90	2,71	3,58
		2.974			2.909			2.736	
Wohnhaft in West-Deutschland Beobachtungen	8,12	9,07	10,10	6,34	7,34	8,30	5,45	6,30	7,13
		8.110			7.630			7.132	
Wohnhaft in Ost-Deutschland Beobachtungen	15,36	18,06	20,78	9,95	11,75	14,13	7,96	10,01	12,29
		2.106			1.912			1.871	
Männer Beobachtungen	5,26	6,26	7,29	3,86	4,81	6,06	3,27	4,23	4,96
		4.800			4.492			4.164	
Frauen Beobachtungen	14,18	15,50	17,22	9,97	11,66	12,91	8,39	9,82	11,03
		5.416			5.050			4.839	
Deutsche Beobachtungen	9,11	9,98	10,92	6,78	7,65	8,61	5,42	6,27	6,97
		9.017			8.192			7.847	
AusländerInnen Beobachtungen	14,90	18,63	22,99	10,40	13,06	15,96	10,13	13,17	15,92
		1.199			1.350			1.156	

Quelle: SOEPv33, Erhebungsjahre 2014-2016.

Anmerkung: Die Anteile wurden mit Hilfe von individuellen Hochrechnungsfaktoren hochgerechnet. Vertragliche Stundenlöhne zugrunde gelegt. Basierend auf der Querschnittstichprobe.

Zusätzlich werden die Anteile in Tabelle A.4 im Anhang wiederholt dargestellt, wobei ein Sicherheitsband ($\pm \text{Toleranz} * \text{EUR } 8,50$) um den Schwellenwert von 8,50 Euro gelegt wird, wobei die Toleranz 2,5% bzw. 5% beträgt. Es werden hierbei Personen ausgeschlossen, die in

das Band von 8,3 Euro bis 8,7 Euro bzw. von 8,1 Euro bis 8,9 Euro fallen.¹⁸ Abschließend wird in Tabelle A.5 der Anteil der Mindestlohnberechtigten-ovB mit einem vertraglichen Stundenlohn unter 8,50 Euro nach Jahren und Subgruppen und einem Sicherheitsband mit einer Toleranz von 5% dargestellt.

Den Anteil an Beschäftigten unterhalb des Mindestlohnes zu betrachten, zeigt nur teilweise die Veränderungen in der Lohnverteilung auf. So kann der Lohn zwar in beiden Perioden unter der kritischen Grenze von 8,50 Euro liegen, sich aber in diese Richtung entwickelt haben. Tabelle 4.4 teilt deshalb die hochgerechnete mindestlohnberechtigte Gesamtpopulation-ovB in zwei Gruppen – diejenigen, die im jeweils betrachteten Jahr oberhalb und unterhalb der 2015 eingeführten Grenze verdienten.

Tabelle 4.4: Hochgerechnete Durchschnitte und Standardabweichungen nach Jahren und Stundenlohnhöhe

	2014		2015		2016	
	Lohn < 8,50	Lohn ≥ 8,50	Lohn < 8,50	Lohn ≥ 8,50	Lohn < 8,50	Lohn ≥ 8,50
Monatliches Bruttoarbeitsentgelt in Euro	775,23 (440,79)	2.936,43 (1.576,12)	748,48 (437,49)	3.002,21 (1.629,77)	758,12 (430,83)	3.003,22 (1.639,35)
Wöchentliche Arbeitszeit in Stunden						
Vertraglich	26,12 (13,05)	34,68 (9,10)	25,93 (13,78)	34,75 (8,99)	25,17 (13,13)	34,64 (9,13)
Tatsächlich	27,30 (14,31)	38,15 (10,90)	26,92 (14,55)	38,07 (10,83)	26,46 (14,35)	37,91 (10,85)
Stundenlohn in Euro						
Vertraglich	6,79 (1,21)	19,22 (8,67)	6,81 (1,27)	19,58 (8,93)	7,07 (1,19)	19,62 (8,98)
Tatsächlich	6,57 (1,38)	17,46 (7,43)	6,59 (1,41)	17,92 (7,74)	6,85 (1,35)	17,93 (7,82)
Beobachtungen	1.184	9.032	846	8.696	710	8.293

Quelle: SOEPv33, Erhebungsjahre 2014-2016.

Anmerkungen: Durchschnitte und Standardabweichung in Klammern ausgewiesen. Die Beobachtungen wurden mit Hilfe von individuellen Hochrechnungsfaktoren hochgerechnet. Basierend auf der Querschnittstichprobe.

Obwohl auch nach Mindestlohneinführung ein erheblicher Anteil der Mindestlohnberechtigten-ovB unter der Lohnschwelle liegt, haben sich die Stundenlöhne innerhalb dieser Gruppe positiv entwickelt: Im Jahr 2014 lag der durchschnittliche Stundenlohn derer, die unter 8,50

¹⁸ Dieses Vorgehen wird in Abschnitt 5.4.1 detaillierter diskutiert.

Euro entlohnt wurden, bei ca. 6,8 Euro. Im Vergleich hierzu lag der durchschnittliche Stundenlohn derer, die 2016 unter 8,50 Euro entlohnt wurden, bei ca. 7,1 Euro. Dies deutet somit auf ein deutliches Lohnwachstum hin, das jedoch nicht dafür ausreicht hat, die Löhne aller Beschäftigten über die gesetzliche Schwelle von 8,50 Euro pro Stunde zu heben. Die Löhne in der Lohngruppe oberhalb des Mindestlohnes steigen über den beobachteten Zeitraum ebenfalls an. Inwiefern der Anstieg der Löhne am unteren Ende der Lohnverteilung kausal auf die Mindestlohnreform zurückzuführen ist, wird in den folgenden Kapiteln adressiert.

Weiterhin beschreibt Tabelle 4.5 die Zusammensetzung der Subgruppen nach Jahr und Stundenlohnhöhe. Der Anteil an weiblichen Beschäftigten, die unter 8,50 Euro entlohnt werden, blieb über die Jahre unverändert: 2014 lag der Anteil bei 70,5%, 2015 bei 70% und 2016 bei 69%. Dagegen sinkt der Anteil der ostdeutschen Beschäftigten deutlich von 32% (2014) auf 26% (2016). Auffällig ist der Anteil an Teilzeitbeschäftigten, der zwischen 2014 und 2016 von 15,7% auf 19% angestiegen ist.

Tabelle 4.5: Relative Anteile innerhalb der Subgruppen nach Jahr und Stundenlohnhöhe

	2014		2015		2016	
	Lohn < 8,50	Lohn ≥ 8,50	Lohn < 8,50	Lohn ≥ 8,50	Lohn < 8,50	Lohn ≥ 8,50
Anteil in %	100	100	100	100	100	100
Weiblich	70,49	46,50	70,02	47,21	69,24	47,72
Männlich	29,51	53,50	29,98	52,79	30,76	52,28
Ostdeutschland	32,16	17,66	26,95	18,01	26,35	17,79
Westdeutschland	67,84	82,34	73,05	81,99	73,65	82,21
Deutsche	16,25	8,59	15,47	9,17	19,36	9,57
AusländerInnen	83,75	91,41	84,53	90,83	80,64	90,43
Vollzeitbeschäftigt	46,53	80,41	47,46	80,60	45,45	80,67
Teilzeitbeschäftigt	15,65	15,89	17,17	15,65	18,97	15,35
Geringfügig beschäftigt	37,82	3,70	35,37	3,75	35,58	3,98
Beobachtungen	1.184	9.032	846	8.696	710	8.293

Quelle: SOEPv33, Erhebungsjahre 2014-2016.

Anmerkungen: Vertragliche Stunden zugrunde gelegt. Die Beobachtungen wurden mit Hilfe von individuellen Hochrechnungsfaktoren hochgerechnet. Basierend auf der Querschnittstichprobe. Subgruppen addieren sich jeweils zu 100 auf.

4.2 Veränderung der Verteilung der Stundenlöhne

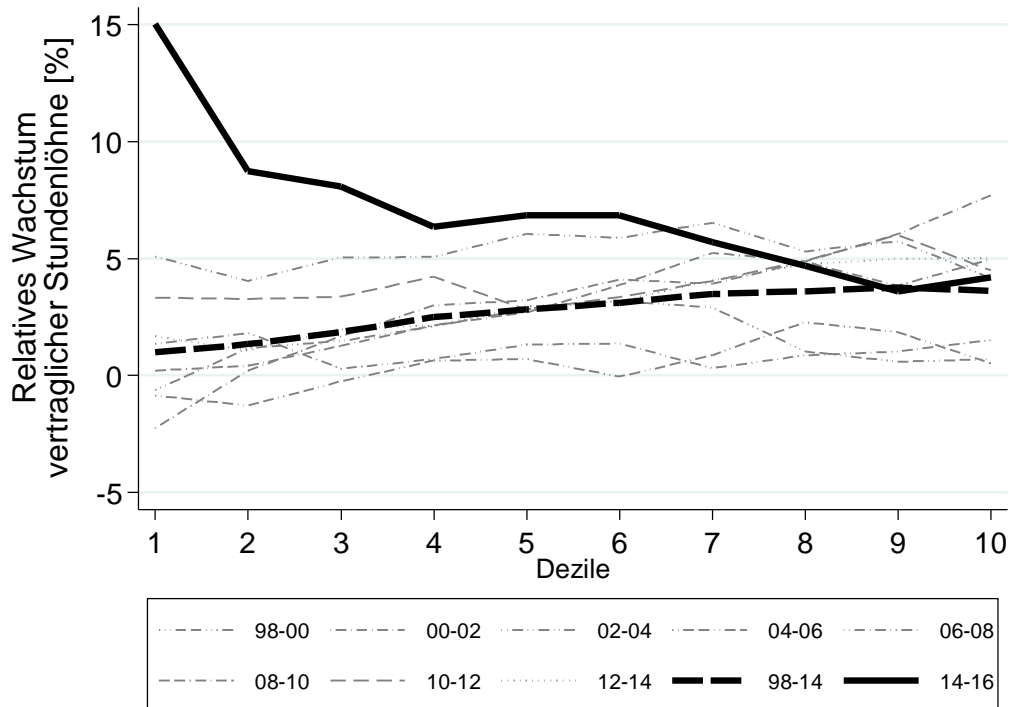
Um besser zu verstehen, welche Rolle die Mindestlohneinführung für die Lohnentwicklung in Deutschland spielt, lohnt ein Blick auf die Entwicklung der vertraglichen Stundenlöhne der vergangenen Jahre. Abbildung 4.1 zeigt die Wachstumsraten der Dezil-spezifischen durchschnittlichen vertraglichen Stundenlöhne über die Dezile der Verteilung und über jeweils zwei

Jahre hinweg von 1998 bis 2016 (also 1998-2000, 2000-2002, usw.) (siehe auch Kapitel B.1 im technischen Anhang).¹⁹ Bei dieser Vorgehensweise wird also das Lohnwachstum nicht auf individueller Ebene über die Zeit bestimmt, sondern basierend auf Dezil-spezifischen Durchschnitten, weshalb man hier auch von anonymisierten Wachstumsraten spricht.

Derartige Zweijahresvergleiche werden nachfolgend Einjahresvergleichen (also beispielsweise 2015-2016) vorgezogen, da so von möglichen zeitlichen Verzögerungen in der Umsetzung der Mindestlohneinführung im Jahr 2015 abstrahiert werden kann. Zudem sollten insbesondere in den folgenden Kausalanalysen die zu untersuchenden Effekte in Zweijahresvergleichen deutlicher zutage treten, als bei einem Vergleich der Jahre 2014–2015, zumal das Gros der SOEP-Stichprobe in der ersten Jahreshälfte befragt wird und eine verzögerte Umsetzung des MiLoG in einigen Betrieben nicht auszuschließen ist.

¹⁹ Bei den Populationen der Jahre vor 2012, die folgenden Abbildungen und Berechnungen (Abbildung 4.1 und Tabelle 4.6) zugrunde liegen, handelt es sich um Querschnittstichproben. D.h., die Stichprobenabgrenzung wird konsistent zu den Querschnittstichproben der Jahre 2012-2016 vorgenommen (s. Abschnitt 3.3). Auf detaillierte Aufstellungen der Fallzahlen etc. wird aus Platzgründen verzichtet.

Abbildung 4.1: Relative Veränderung vertraglicher Stundenlöhne nach Lohndezilen – unterschiedliche Zweijahreszeiträume



Quelle: SOEPv33, Erhebungsjahre 1998-2016, Querschnittstichprobe, gewichtete Ergebnisse.

Die hellgrau gestrichelten Kurven zeigen die zweijährigen Wachstumsraten der vertraglichen Stundenlöhne nach Dezilen im Zeitraum vor der Einführung, die schwarze fett gestrichelte Kurve deren Durchschnitt. Die schwarze fett durchgezogene Kurve zeigt die zweijährige Wachstumsrate zwischen 2014 und 2016. Der Zusammenhang zwischen Lohnwachstum und Lohndezil zwischen 2014 und 2016 unterscheidet sich systematisch von der Phase vor der Einführung. Bis 2014 lagen die zweijährigen Lohnwachstumsraten im Durchschnitt bei rund 2,5%, wobei die höheren Lohndezile tendenziell von stärkerem Lohnwachstum von ca. 3,5% als die niedrigen Dezile profitierten, in denen das Durchschnittswachstum unter 2% lag. Zwischen 2014-2016 hingegen lag das Lohnwachstum der vertraglichen Stundenlöhne in den unteren vier Dezilen deutlich höher als in allen betrachteten Vorperioden. So sind die vertraglichen Stundenlöhne im untersten Dezil zwischen 2014 und 2016 um rund 15% gestiegen, während der gemittelte Zuwachs in den betrachteten Perioden davor bei 1% und damit um rund 14 Prozentpunkte niedriger lag. In den oberen Dezilen entwickeln sich die Löhne vergleichbar zum Zeitraum vor der Einführung.

Die nachfolgende Tabelle 4.6 zeigt den statistischen Zusammenhang zwischen zweijähriger Wachstumsrate über die Dezile und die Veränderung dieses Zusammenhangs in 2014-2016 im

Vergleich zur Vorperiode ab 1998 in einem einfachen Regressionsmodell (Ordinary Least Squares (OLS)). Die Schätzung basiert auf den 90 Dezilswerten der zweijährigen durchschnittlichen Wachstumsrate (für neun intertemporale Vergleiche jeweils 10 Werte), die auch der vorangegangenen Abbildung zugrunde liegen.

Tabelle 4.6: Durchschnittliches zweijähriges Wachstum der vertraglichen Stundenlöhne nach Dezilen

	Koeffizient	Standardfehler
Dezil 1	0,010	(0,01)
Dezil 2	0,013	(0,01)
Dezil 3	0,019**	(0,01)
Dezil 4	0,025***	(0,01)
Dezil 5	0,028***	(0,01)
Dezil 6	0,031***	(0,01)
Dezil 7	0,035***	(0,01)
Dezil 8	0,036***	(0,01)
Dezil 9	0,038***	(0,01)
Dezil 10	0,036***	(0,01)
Interaktionseffekte		
Dezil 1 x (2014-2016-Dummy)	0,140***	(0,02)
Dezil 2 x (2014-2016-Dummy)	0,074***	(0,02)
Dezil 3 x (2014-2016-Dummy)	0,062**	(0,02)
Dezil 4 x (2014-2016-Dummy)	0,039	(0,02)
Dezil 5 x (2014-2016-Dummy)	0,040	(0,02)
Dezil 6 x (2014-2016-Dummy)	0,037	(0,02)
Dezil 7 x (2014-2016-Dummy)	0,022	(0,02)
Dezil 8 x (2014-2016-Dummy)	0,011	(0,02)
Dezil 9 x (2014-2016-Dummy)	-0,002	(0,02)
Dezil 10 x (2014-2016-Dummy)	0,006	(0,02)
Beobachtungen		90
Angepasstes R ²		0,729

Quelle: SOEPv33, Erhebungsjahre 1998-2016. Querschnittstichprobe.

*Anmerkung: * $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$. OLS Regression, gewichtetes Lohnwachstum basierend auf Zwei-Jahreszeiträumen (1998-2000, 2000-2002, ..., 2014-2016). Regressionskoeffizienten beschreiben die Wachstumsrate. Multipliziert man diese mit 100, erhält man die Veränderung in Prozent.*

In dieser Regressionsanalyse werden die durchschnittlichen dezilspezifischen zweijährigen Wachstumsraten der vertraglichen Stundenlöhne regressiert auf das dazugehörige Dezil sowie eine Interaktionsvariable aus Dezil und einem Dummy für die Periode 2014-2016 (siehe Anhang B.2 für Details zur Schätzung). Der Regressionskoeffizient für ein Dezil beschreibt also die durchschnittliche zweijährige Wachstumsrate im Zeitraum vor der Reform (1998-2014). Die Summe der Koeffizienten für das Dezil und den Interaktionsterm ergibt die zweijährige Wachstumsrate zwischen 2014 und 2016.

Die gemittelten Lohnveränderungen liegen bis zum Jahr 2014 je nach Dezil zwischen 1% im ersten Dezil und bis zu rund 3,5% in den obersten vier Dezilen. In diesem Zeitraum sind also

die Löhne im unteren Bereich der Lohnverteilung schwächer gewachsen als im oberen Bereich. Die Interaktionsterme zeigen, dass sich dieses Ergebnis zwischen 2014 und 2016 – analog zu Abbildung 4.1 – umkehrt. So beschleunigt sich das Lohnwachstum im unteren Dezil um rund 14 Prozentpunkte (vgl. Koeffizient „Dezil 1 x (2014-2016-Dummy)“). Auch die Interaktionsterme für das zweite und dritte Dezil sind quantitativ hoch und zeigen, dass sich auch hier das Lohnwachstum im Zeitraum 2014–2016 im Vergleich zu den Vorperioden beschleunigt hat – hier um rund 7 bzw. rund 6 Prozentpunkte.

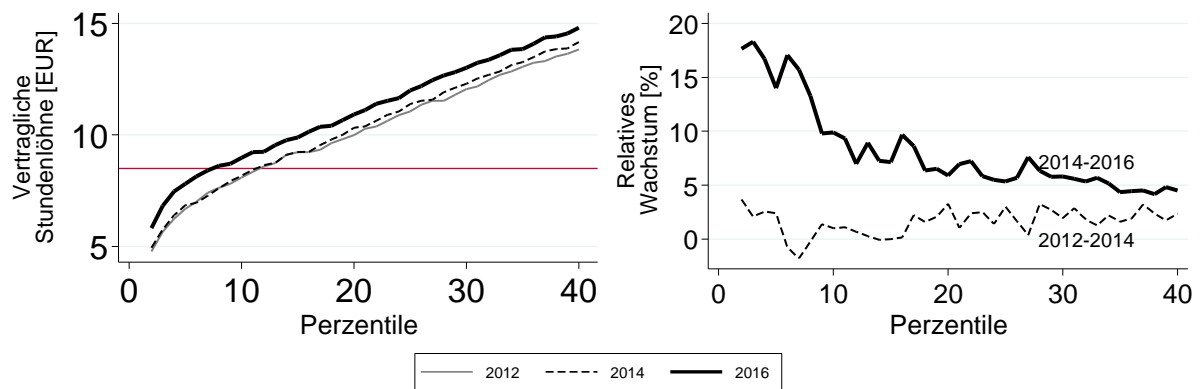
Insgesamt zeigen die oben dargestellten Muster, dass es um das Jahr 2015 einen Bruch in der Zeitreihe der dezilspezifischen Wachstumsraten gab. Zwischen 2014 und 2016 sind die vertraglichen Stundenlöhne gerade im untersten Dezil überdurchschnittlich stark gewachsen – sowohl im Vergleich zu den höheren Dezilen als auch im Vergleich zur Dekade zuvor. Dieser Befund ist ein Hinweis darauf, dass es mit der Einführung des Mindestlohns zu einem deutlichen Anstieg der vertraglichen Stundenlöhne im unteren Lohnsegment gekommen ist. Ob dieser Anstieg kausal auf die Mindestlohneinführung zurückzuführen ist, adressiert Kapitel 5.

4.2.1 Lohnwachstum im unteren Bereich der Lohnverteilung

Das vorangegangene Kapitel hat die durchschnittliche Lohnentwicklung nach Dezilen gezeigt. Nachfolgend liegt der Fokus auf der Entwicklung in den unteren 40 Perzentilen von 2012 bis 2016. Um die Lohnentwicklung in diesem Bereich detailliert darzustellen, wird das grafische Konzept der Pen's Parade verwendet. Diese erhält man, indem man alle Beschäftigten eines Jahres nach ihrem vertraglichen Stundenlohn sortiert und die durchschnittlichen Löhne je Perzentil gegen die Perzentile der Beschäftigten abträgt (zu den Details der Berechnung siehe Kapitel B.3 im technischen Anhang).

In Abbildung 4.2 sind die Pen's Paraden für die vertraglichen Stundenlöhne (links) und die entsprechenden relativen Wachstumsraten (rechts) dargestellt. Die Abbildung zeigt, dass die Verteilung der Stundenlöhne im Jahr 2016 deutlich über denen aus 2012 und 2014 liegt. Hiermit bestätigt und präzisiert sich das Bild für den unteren Bereich der Lohnverteilung auf Basis der dezilspezifischen zweijährigen Wachstumsraten. Am Schnittpunkt der Pen's Paraden mit der horizontalen rot gekennzeichneten Linie für den Mindestlohn von 2015 erkennt man den Anteil der Beschäftigten, die unterhalb von 8,50 Euro bezahlt werden. Dieser verringert sich von ca. 12% 2012 und 2014 auf ca. 7% 2016.

Abbildung 4.2: Entwicklung der vertraglichen Stundenlöhne



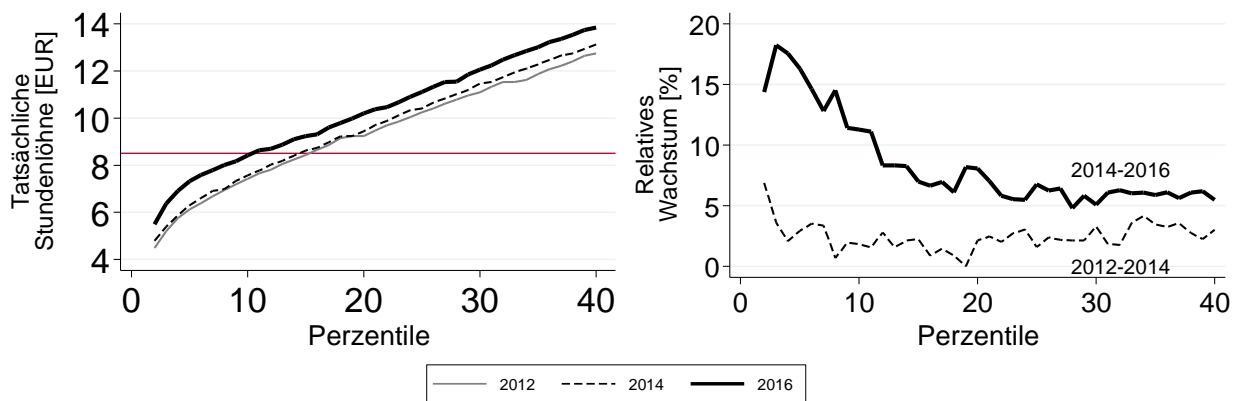
Quelle: SOEPv33, Erhebungsjahre 2012-2016, Querschnittstichprobe, gewichtete Ergebnisse.

Anmerkung: Rote horizontale Linie links markiert 8,50 Euro. Abgebildet sind Perzentile 2 bis 40. Das erste Perzentil ist durch das Bottom Coding verzerrt und wird deswegen hier nicht gezeigt.

Die relativen Wachstumsraten in der rechten Grafik sind erneut über zwei Jahre hinweg, aber im Gegensatz zur Abbildung 4.1 (im Kapitel vorher) nicht auf Basis von Dezilen sondern Perzentilen (Hundertstel der Verteilung) berechnet. Das Lohnwachstum für den Zeitraum 2014-2016 fällt in den unteren 30 Perzentilen deutlich höher aus, als für den Zeitraum 2012-2014. Insbesondere die Beschäftigten bis zum fünften Perzentil verzeichnen nach der Reform höhere Lohnzuwächse. In den Jahren 2014-2016 liegt die Wachstumskurve für die weiteren Perzentile bei über 5%, was einem absoluten Zuwachs von ca. 0,40 Euro entspricht.

Ein qualitativ ähnliches Bild zeigt sich bei den Pen's Paraden der tatsächlichen Stundenlöhne (Abbildung 4.3). Die Anteile der Beschäftigten unterhalb des Mindestlohns lagen mit 15% im Jahr 2012, 14% im Jahr 2014, und 10% im Jahr 2016 höher als bei den vertraglichen Löhnen. Das Lohnwachstum der unteren Perzentile fällt bei den tatsächlichen Stundenlöhnen mit knapp 20% ähnlich hoch aus wie bei den vertraglichen Stundenlöhnen.

Abbildung 4.3: Entwicklung der tatsächlichen Stundenlöhne



Quelle: SOEPv33, Erhebungsjahre 2012-2016, Querschnittstichprobe, gewichtete Ergebnisse.

Anmerkung: Rote horizontale Linie links markiert 8,50 Euro. Abgebildet sind Perzentile 2 bis 40. Das erste Perzentil ist durch das Bottom Coding verzerrt und wird deswegen hier nicht gezeigt.

Pen's Paraden für Stundenlöhne nach Subgruppen sowie für Bruttomonatsverdienste finden sich in Abbildung A.1 bis Abbildung A.20. Während die Subgruppenanalysen für die Stundenlöhne qualitativ vergleichbare Ergebnisse wie für die Grundgesamtheit liefern, zeigen die Pen's Paraden für den Bruttomonatsverdienst, dass sich die relativen Steigerungen in den Stundenlöhnen im Niedriglohnbereich nach der Reform auch in einem beschleunigten relativen Anstieg der Monatsverdienste – v.a. knapp oberhalb der 450 Euro-Grenze – ausdrücken.

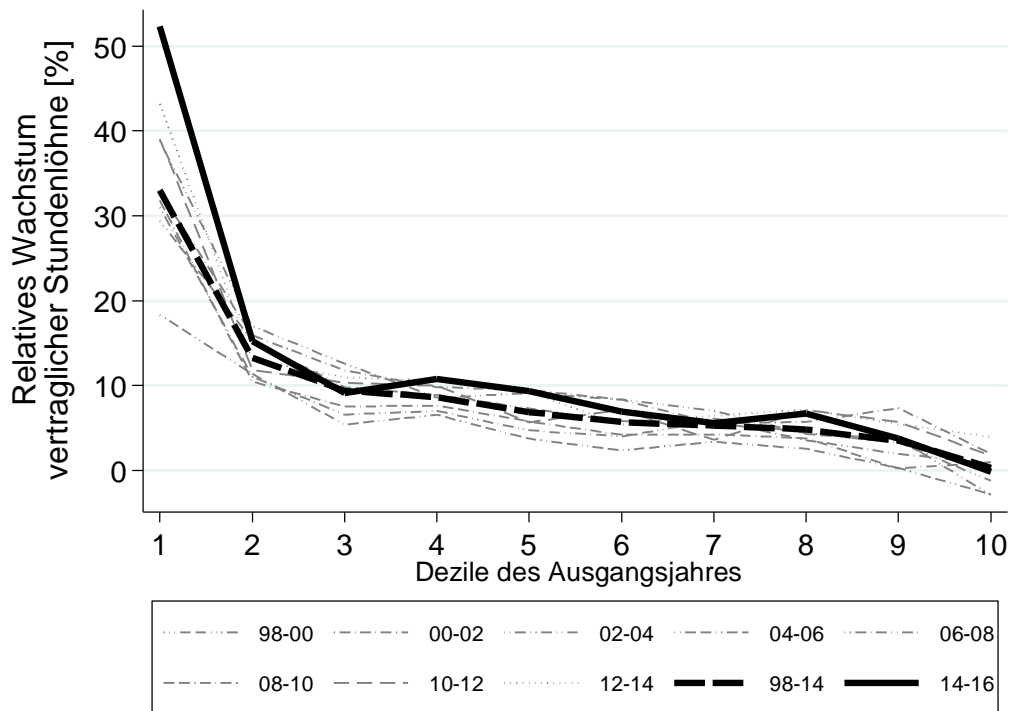
4.3 Individuelle Lohnentwicklung

Die bisherige Querschnittsanalyse wird nun ergänzt um eine längsschnittliche Betrachtung, die auf die Entwicklung der Löhne auf individueller Ebene abstellt. So lässt sich unter anderem untersuchen, wie sich die Löhne derjenigen Beschäftigten entwickeln, die vor der Einführung unterhalb des Mindestlohns entgolten wurden und auch nach der Einführung weiter beschäftigt sind.

Konkret wird eine personalisierte Wachstumsinzidenzkurve (pWIK) konstruiert. Diese beschreibt den Zusammenhang zwischen durchschnittlichem *individuellen* Lohnwachstum und der Position entlang der Lohnverteilung im Ausgangsjahr (siehe Kapitel B.4 im technischen Anhang). Während die Pen's Parade also darstellt, wie sich der Lohn z.B. im 30. Perzentil der Lohnverteilung des Jahres 2016 verändert im Vergleich zu 2014, beschreibt die pWIK, wie sich der Durchschnittslohn derjenigen Personen über die Zeit ändert, die im Jahr 2014 dem 30. Perzentil angehören (und in 2016 jedem beliebigen Perzentil). Damit spiegeln die pWIK das

Wachstum entlang individueller Erwerbseinkommensprofile in Abhängigkeit von der individuellen Quantilposition in der Ausgangsperiode wider. Erneut wird die Wachstumsrate über zwei Jahre hinweg berechnet.

Abbildung 4.4: Personalisierte Wachstumsinzidenzkurve vertraglicher Stundenlöhne – unterschiedliche Zweijahreszeiträume



Quelle: SOEPv33, Erhebungsjahre 1998-2016

Anmerkung: Querschnittstichprobe mit zusätzlicher Einschränkung, dass Observationen in t+2 Mindestlohnberechtigt und Lohninformationen vorhanden sind.

Wie bei der anonymisierten (querschnittlichen) Wachstumsinzidenzkurve (siehe Kapitel 4.2.1), wird die zweijährige individuelle Lohnwachstumsanalyse in einen historischen Kontext eingebettet, indem die Kurven rückblickend von 1998 bis 2016 berechnet und einen Durchschnitt dieser Kurven für 1998-2014 der Kurve für 2014-2016 gegenübergestellt wird (Abbildung 4.4). Für vertragliche Stundenlöhne ergibt sich ein über die Zeit relativ homogenes Bild: Im untersten Dezil der Lohnverteilung des jeweiligen Ausgangsjahres sind mit ca. 30-40% deutlich höhere Wachstumsraten in jeweils Zwei-Jahreszeiträumen zu beobachten. Bereits ab dem zweiten Dezil sinkt die Wachstumsrate auf unter 20% und sinkt bis zum 10. Dezil weiter leicht ab. Zwischen den Jahren 2014 und 2016 ist mit ca. 50% ein leicht höheres Durchschnittswachstum im unteren Dezil zu beobachten. Die Beobachtung, dass in dieser Periode in den anonymisierten Wachstumskurven ein strukturell höheres Wachstum zu erkennen ist, wohingegen es bei den personalisierten Kurven nur leichte Unterschiede im Verlauf der Zeit gibt,

unterstreicht die unterschiedlichen Blickwinkel die beide Analysen auf das Lohnwachstum haben – (individuelle Lohnveränderungen vs. Veränderungen in bestimmten Bereichen (Quantilen) der Lohnverteilung über die Zeit).

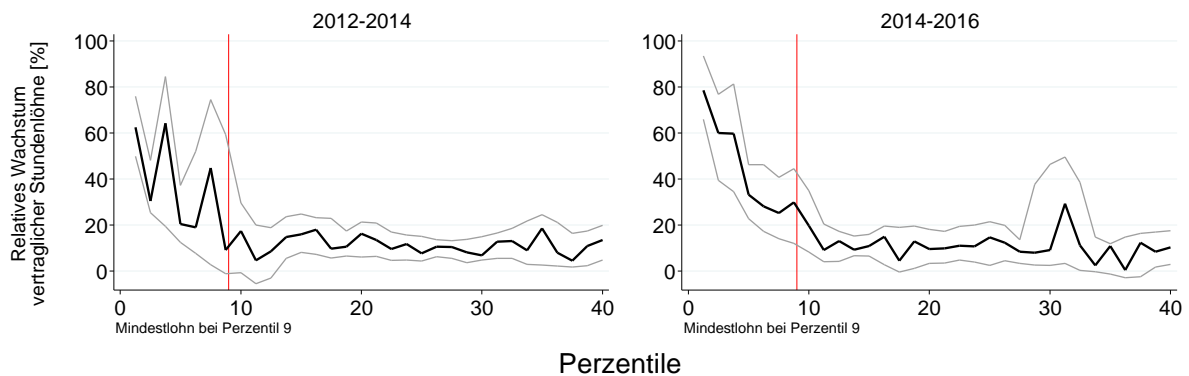
Vor allem zeigen die hohen personalisierten Wachstumsraten in den unteren Dezilen, dass niedrige Löhne für viele Beschäftigte ein transitorisches Phänomen sind. Die Beschäftigten mit Löhnen im untersten Dezil sind tendenziell junge Beschäftigte mit kurzer Erwerbsbiografie, bei denen aber zu erwarten ist (und was sich auch in den personalisierten Wachstumsraten zeigt), dass sie mit zunehmender Berufserfahrung (Humankapitalwachstum) Lohnzuwächse realisieren.

Das Lohnwachstum am unteren Ende der Lohnverteilung scheint auf Basis der visuellen Inspektion der personalisierten Wachstumsinzidenzkurve zwischen 2014 und 2016 allenfalls leicht höher zu liegen als in den Jahren zuvor. Damit ergibt sich hier ein anderes Bild als bei der anonymisierten Wachstumsinzidenzkurve. Dieser Unterschied lässt sich zum einen damit erklären, dass die Untersuchungspopulation bei den personalisierten Wachstumsinzidenzkurven systematisch älter wird und damit mehr Berufserfahrung sammelt. Ferner werden nur bei den anonymisierten Wachstumsinzidenzkurven diejenigen Personen berücksichtigt, die erst im Jahr 2016 in den Arbeitsmarkt eintreten (und einen Anspruch auf Mindestlohn haben).

Nachfolgend liegt der Fokus erneut auf der Entwicklung in den unteren 40 Perzentilen der vertraglichen Stundenlöhne. Abbildung 4.5 zeigt zwei pWIK, die die relative *individuelle* Veränderung vertraglicher Stundenlöhne nach Perzentilen für die Jahresvergleiche 2012/2014 und 2014/2016 widerspiegeln. Die Punktschätzungen sind jeweils in schwarz, das 95% Konfidenzintervall in grau gekennzeichnet. Die rote Vertikale markiert den Mindestlohn von 8,50 Euro. Die pWIK für die Jahresvergleiche 2012/2014 und 2014/2016 zeigen ähnliche Verläufe: Sie starten für die unteren Quantile²⁰ bei relativen Zuwächsen von ca. 70% (dies entspricht einem Zuwachs von ca. 3,75 Euro auf 6,75 Euro pro Stunde) und sinken dann langsam ab, wobei der Punktschätzer aber immer positiv bleibt. Dies bedeutet, dass bereits vor der Mindestlohneinführung prozentuale individuelle Lohnveränderungen am unteren Rand der Verteilung besonders hoch ausgefallen sind.

²⁰ Ein p-Quantil (Überbegriff für Perzentil, Dezil, etc.) teilt die Stichprobe so auf, dass ein Anteil der Stichprobe von p kleiner als das p-Quantil und ein Anteil von 1-p der Stichprobe größer ist als das p-Quantil. Das 20%-Quantil ist demnach der Wert, der die Stichprobe dort teilt, wo 20% der niedrigsten Stundenlöhne gezahlt werden.

Abbildung 4.5: Personalisierte Wachstumsinzidenzkurven vertraglicher Stundenlöhne

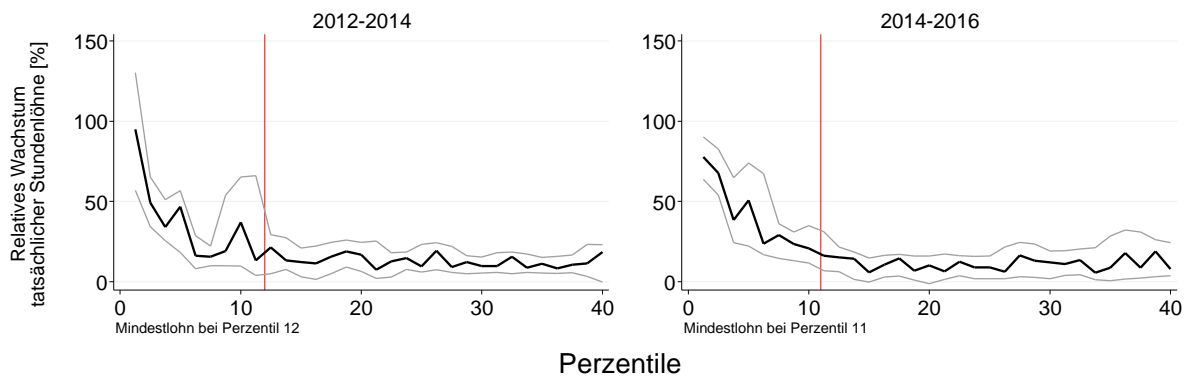


Quelle: SOEPv33, Erhebungsjahre 2012-2016, Längsschnittstichprobe, gewichtete Ergebnisse.

Anmerkung: Rote vertikale Linie markiert 8,50 Euro. 80 Quantile berechnet.

Durch den Vergleich vertraglicher und tatsächlicher Stundenlöhne kann auf deskriptiver Ebene untersucht werden, ob es als Reaktion auf die Mindestlohneinführung zu Ausweicheffekten in Form veränderter (un)bezahlter Überstunden gekommen ist. Weil tatsächliche Stundenlöhne, im Gegensatz zu vertraglichen, Überstunden berücksichtigen, würde eine Veränderung in den geleisteten Überstunden unterschiedliche Veränderungen der Wachstumsraten je nach Stundenlohndefinition implizieren. Abbildung 4.6 zeigt daher die pWIK für das Konzept der tatsächlichen Stundenlöhne, wiederum für die Jahresvergleiche 2012/2014 und 2014/2016. Die Muster sind mit den Zuwächsen vertraglicher Stundenlöhne vergleichbar. Im Vergleich 2014/2016 können Zuwächse von ca. 80% (das entspricht etwa 4,00 Euro pro Stunde) für die untersten Perzentile festgestellt werden. Die Zuwächse, die im Vergleich 2012/2014 für tatsächliche Lohnsteigerungen dokumentiert werden, liegen leicht über denjenigen für vertragliche Stundenlöhne. Der Vergleich der beiden Wachstumskurven für vertragliche und tatsächliche Stundenlöhne gibt daher keinen Hinweis auf entsprechende Ausweicheffekte hin zu mehr oder weniger (unbezahlten) Überstunden.

Abbildung 4.6: Personalisierte Wachstumsinzidenzkurven tatsächlicher Stundenlöhne



Quelle: SOEPv33, Erhebungsjahre 2012-2016, Längsschnittstichprobe, gewichtete Ergebnisse.

Anmerkung: Rote vertikale Linie markiert 8,50 Euro. 80 Quantile berechnet.

Es stellt sich die Frage, ob die oben beschriebenen individuellen Wachstumsmuster für die gesamte Untersuchungspopulation in gleicher Form für verschiedene Subpopulationen (z.B. männliche vs. weibliche Beschäftigte) gelten und ob sich für die Subpopulationen unterschiedliche Muster dahingehend finden, ob sie in der Ausgangsperiode mehr oder weniger als 8,50 Euro pro Stunde verdient haben. Die Ergebnisse sind in Tabelle 4.7 zu finden (vergleiche ergänzend auch Abbildung A.21 bis Abbildung A.26). In jeder Subgruppe wird in der ersten Zeile der nominale Zuwachs des vertraglichen Stundenlohns in Euro und in der zweiten der relative Zuwachs über den jeweiligen Jahresvergleich angegeben. Ähnlich wie bei den personalisierten Wachstumsinzidenzkurven fällt auf, dass es bereits vor der Einführung deutlich stärkere relative als auch nominale Lohnwachstumsraten der unter 8,50 Euro Entlohten relativ zu den über 8,50 Euro Entlohten gab. Dies ist sowohl bei den aggregierten Werten (erste beiden Zeilen) als auch in den Subgruppen zu erkennen.

Für die unterhalb von 8,50 Euro entlohten Männer zeigen die Daten zwischen 2012-2014 ein Wachstum von ca. 40% (entspricht ca. 2,80 Euro). Dieser Wert steigt 2014-2016 auf ca. 52% (3,50 Euro) (Zeilen 3 und 4 in Tabelle 4.7). Die Gruppe der über 8,50 Euro entlohten Männer erfuhr zwischen 2014 und 2016 einen sowohl relativ als auch nominal geringeren Zuwachs als zwischen 2012 und 2014 (ca. 8% und 1,40 Euro gegenüber 7% und 1,20 Euro). Die Wachstumsraten der unter 8,50 Euro entlohten Frauen liegen deutlich unter denjenigen der männlichen Beschäftigten in diesem Lohnsegment. Zwischen 2012 und 2014 verdienten sie nur ca. 34% und 2,10 Euro mehr (gegenüber 40% bei den Männern). Im Vergleich 2014-2016 steigt diese Wachstumsrate zwar auf ca. 45% und 2,80 Euro, liegt aber weiterhin unter derjenigen der Männer (vgl. Zeilen 5 und 6). Auch bei über 8,50 Euro entlohten Frauen fallen die nominalen

Zuwächse etwas geringer als bei Männern in diesem Bereich aus (ca. 9% und 1,20 Euro 2012-2014 und ca. 8% und 1,00 Euro 2014-2016).

Vergleicht man Deutsche und AusländerInnen mit Entlohnung oberhalb von 8,50 Euro kann man kaum Unterschiede zwischen den Gruppen und über die Zeit erkennen. Jedoch kann man feststellen, dass sich differentielle Wachstumsraten zwischen Deutschen und AusländerInnen und Entlohnung unterhalb von 8,50 Euro, die im Jahresvergleich 2012-2014 bestanden (ca. 38% zu ca. 19%), in der Periode nach der Mindestlohneinführung angleichen. Zwischen 2014 und 2016 liegen die Wachstumsraten bei ca. 46% und 51%. Nach ähnlichem Muster sind Angleichungen der Wachstumsraten mit der Einführung des Mindestlohns zwischen Personen mit akademischer Ausbildung auf der einen und solchen ohne Berufsbildung oder einer Lehre auf der anderen zu erkennen. Im Detail ist festzustellen, dass Personen ohne Berufsbildung unterhalb von 8,50 Euro im Jahr 2014 bis 2016 ein durchschnittliches Stundenlohnwachstum von knapp 32% (entspricht ca. 2,00 Euro) erfuhren, welches deutlich über dem Wachstum von ca. 21% (1,25 Euro) zwischen 2012 und 2014 liegt. Ein entsprechender Anstieg der Wachstumsraten ist für Entlohnte über 8,50 Euro nicht zu erkennen. Analoge Tabellen für die Größen tatsächlicher Stundenlohn und Bruttomonatsverdienst können Kapitel A.4 im Anhang entnommen werden. Hier zeigen die Aggregatstatistiken für den tatsächlichen Stundenlohn qualitativ und quantitativ ähnliche relative Veränderungen wie beim vertraglichen Stundenlohn. Dies gilt qualitativ auch für eine Betrachtung nach Subgruppen. Beim Bruttomonatsverdienst findet man ein besonders starkes Wachstum nach der Reform in der Gruppe unterhalb von 450 Euro.²¹

²¹ Alle Ergebnisse für tatsächliche Stundenlöhne und Bruttomonatsverdienste nach Subgruppen können ebenfalls aus Tabelle A.6 und Tabelle A.7 in Anhang A.4 entnommen werden.

Tabelle 4.7: Durchschnittliches individuelles Wachstum (in Euro und in Prozent) des vertraglichen Stundenlohns unter- und oberhalb des Mindestlohns nach Subgruppen

		2012-2014						2014-2016					
		Lohn < 8,50			Lohn ≥ 8,50			Lohn < 8,50			Lohn ≥ 8,50		
		Konfidenzintervall (untere Grenze)	Punktschätzung	Konfidenzintervall (obere Grenze)	Konfidenzintervall (untere Grenze)	Punktschätzung	Konfidenzintervall (obere Grenze)	Konfidenzintervall (untere Grenze)	Punktschätzung	Konfidenzintervall (obere Grenze)	Konfidenzintervall (untere Grenze)	Punktschätzung	Konfidenzintervall (obere Grenze)
Aggregat	[EUR]	1,56	2,29	3,18	1,21	1,35	1,51	2,49	2,99	3,53	0,96	1,11	1,28
	[%]	26,3	35,6	47,4	7,4	8,2	9,1	38,9	46,5	55,2	6,4	7,4	8,4
Männer	[EUR]	1,17	2,78	4,67	1,21	1,45	1,69	2,62	3,52	4,68	1,01	1,22	1,41
	[%]	18,8	40,4	67,3	6,7	8,0	9,1	37,6	51,9	69,9	6,2	7,3	8,5
Frauen	[EUR]	1,47	2,14	3,25	1,07	1,24	1,47	2,32	2,81	3,43	0,73	0,97	1,24
	[%]	24,6	34,1	48,0	7,3	8,5	9,8	36,4	44,5	54,1	5,9	7,6	9,3
Westen	[EUR]	1,86	2,88	4,49	1,23	1,39	1,58	2,88	3,53	4,23	1,01	1,19	1,39
	[%]	30,1	44,5	64,3	7,4	8,2	9,3	43,9	54,7	66,2	6,6	7,7	8,7
Osten	[EUR]	0,91	1,38	1,95	0,95	1,19	1,44	1,68	1,99	2,35	0,46	0,76	1,00
	[%]	14,6	21,7	29,6	6,8	8,2	9,8	26,3	31,2	37,0	4,9	6,3	7,7
Vollzeit	[EUR]	1,49	2,20	3,08	1,36	1,51	1,68	2,34	3,01	3,74	1,14	1,31	1,48
	[%]	23,3	33,8	46,0	7,9	8,8	9,7	34,7	44,9	56,1	7,1	8,0	9,0
Teilzeit	[EUR]	1,13	1,99	2,99	0,15	0,59	1,03	1,57	2,49	3,78	-0,34	0,22	0,78
	[%]	17,4	32,2	49,1	2,6	5,2	7,4	24,4	35,5	51,0	1,7	4,7	7,9
Marginal	[EUR]	1,04	2,69	5,67	-0,91	-0,06	0,79	2,23	3,22	4,05	-2,49	-0,79	0,49
	[%]	20,2	41,4	78,2	-6,2	1,9	10,4	39,1	55,2	68,5	-8,3	2,1	11,1
Alter 18-24	[EUR]	1,15	2,72	4,23	0,78	1,46	2,04	0,99	1,95	2,67	0,37	1,03	1,69
	[%]	23,5	49,2	76,2	7,9	13,6	18,8	14,6	29,6	41,5	4,8	9,4	14,2
Alter 25-54	[EUR]	1,56	2,43	3,67	1,31	1,49	1,70	2,74	3,40	4,10	1,03	1,22	1,39
	[%]	25,7	37,4	53,8	7,8	8,8	9,8	42,3	52,5	63,5	7,0	7,9	8,9
Alter >54	[EUR]	0,81	1,67	2,64	0,36	0,67	0,98	1,41	2,06	2,89	0,22	0,63	1,15
	[%]	13,1	24,3	37,3	2,6	4,3	6,1	22,6	33,9	50,2	2,1	4,6	8,1
Deutsche	[EUR]	1,64	2,48	3,55	1,22	1,36	1,52	2,45	3,01	3,59	0,94	1,10	1,28
	[%]	27,3	38,4	52,2	7,4	8,2	9,0	37,7	45,7	54,9	6,4	7,4	8,4
Ausländer- Innen	[EUR]	0,24	1,17	2,30	0,68	1,27	1,94	1,95	2,83	3,80	0,77	1,23	1,71
	[%]	6,6	18,7	34,6	4,8	8,7	13,0	31,8	51,2	71,8	5,3	8,1	11,3
keine Ausbildung	[EUR]	0,76	1,25	1,84	0,07	0,78	1,68	1,58	2,03	2,62	-0,20	0,30	0,71
	[%]	14,3	20,8	30,7	1,2	5,5	10,0	24,3	32,6	45,2	1,6	4,2	6,5
Berufsausbil- dung	[EUR]	1,42	1,85	2,24	0,98	1,12	1,28	2,40	2,86	3,33	0,85	1,05	1,28
	[%]	23,2	30,0	36,8	6,9	7,8	8,7	36,9	44,4	51,8	6,5	7,7	9,2
akademische Ausbildung	[EUR]	1,83	9,22	18,39	1,69	2,01	2,33	2,99	5,72	8,87	1,11	1,46	1,80
	[%]	31,2	126,7	240,7	8,5	9,7	11,2	44,8	86,5	129,1	6,4	7,8	9,3

Quelle: SOEPv33, Erhebungsjahre 2012-2016, Längsschnittstichprobe.

Anmerkung: Erste Zeile in jeder Subgruppe gibt nominales Wachstum in Euro an, zweite Zeile relatives Wachstum in Prozent. Gewichtete Ergebnisse.

4.4 Mobilität zwischen Lohnsegmenten

In diesem Kapitel werden Transitionen zwischen verschiedenen Lohnsegmenten und Erwerbsstatus untersucht. Es ist möglich, dass Beschäftigte zu verschiedenen Zeitpunkten unterschiedliche Positionen in der Lohnstruktur einnehmen (Mobilität; Rangwechsel). Zur Beschreibung von Lohnmobilität werden Übergangs- bzw. Mobilitätsmatrizen verwendet. Konkret beschreibt eine solche Matrix, wie hoch die Wahrscheinlichkeit ist, von einem bestimmten Lohn-

segment im Jahr t in ein anderes Segment in Jahr $t + 2$ zu wechseln, also z.B. die Wahrscheinlichkeit aus dem Bereich unterhalb des Mindestlohns in den Bereich zwischen Mindestlohn und 10,50 Euro. Nicht nur die individuelle Position eines Beschäftigten in der Lohnverteilung kann sich ändern, sondern auch dessen Erwerbsstatus. Auch dies lässt sich mit Übergangsmatrizen beschreiben (zur Erläuterung siehe Kapitel B.5 im technischen Anhang; die Fallzahlen für alle Analysen in diesem Kapitel finden sich in Tabelle A.10 bis Tabelle A.15).

Tabelle 4.8 und Tabelle 4.9 zeigen Übergangsmatrizen für vertragliche Stundenlöhne für den Zeitraum 2012/2014 und 2014/2016. Dabei werden vier Lohnsegmente unterschieden, sowie der Wechsel aus Nicht-Erwerbstätigkeit in ein bestimmtes Lohnsegment und vice versa.

In jeder Zeile ist ein bestimmter Status in der Ausgangsperiode beschrieben. Daneben stehen die Anteile aus dieser Gruppe, die zwei Jahre später den Status haben, der durch den Spalten-titel gekennzeichnet ist (die Prozentangaben in jeder Zeile summieren sich also auf 1). Auf der Hauptdiagonale sind dementsprechend die Anteile angegeben, die in einem Lohnsegment bzw. in Nicht-Erwerbstätigkeit verbleiben (die genaue Definition des Status Nicht-Erwerbstätigkeit ist dem technischen Anhang B.5 zu entnehmen). So bedeutet der Wert 0,198 in Tabelle 4.8 in der dritten Zeile und vierten Spalte, dass im Jahr 2014 rund 20 % der Personen, die 2012 unter 8,50 Euro pro Stunde vertraglich verdienten, 2014 einen vertraglichen Stundenlohn zwischen 8,50 Euro und 10,50 Euro hatten.

Im Folgenden wird der Fokus auf die Gruppe der Beschäftigten gelegt, die in einem bestimmten Ausgangsjahr einen vertraglichen Stundenlohn von unter 8,50 Euro erhielten. Im Zeitraum 2012/2014 verblieben rund 38% in diesem Lohnsegment. In der anschließenden Periode 2014/2016 (Tabelle 4.9) nahm die Persistenz für dieses Lohnsegment deutlich ab und beträgt nunmehr noch rund 24%. Zwar ist dies ein quantitativ deutlicher Rückgang, allerdings sollte der Anteil nach der Einführung des Mindestlohns bei kompletter Durchsetzung desselben und ohne Messfehler bei den Löhnen eigentlich auf Null fallen. Erkennbar ist außerdem, dass dieser Rückgang nicht zu einem Anstieg des Bevölkerungsanteils von nicht Erwerbstätigen geführt hat (27% in 2012/14 gegenüber 22% in 2014/16), sondern dass Personen aus diesem Lohnsegment vor allem in das darüber liegende Segment von 8,50 Euro bis 10,50 Euro gewechselt sind. Im Zeitraum 2012/14 gelang dies rund 20% dieser Gruppe, während im Zeitraum 2014/16 eine deutlich stärkere Aufwärtsmobilität mit rund 30% zu beobachten war. Wechsel in höhere Lohnsegmente sind vor allem für den Bereich von mehr als 12 Euro festzustellen. Während 2012/14 nur rund 7% in dieses Lohnsegment aufgestiegen sind, nahm der

entsprechende Anteil im Zeitraum 2014/16 auf rund 15% zu. Insgesamt suggerieren diese Ergebnisse, dass – wie zu erwarten – die Aufwärtsmobilität im unteren Bereich der Lohnverteilung nach der Reform zugenommen hat.

Tabelle 4.8: Übergangsmatrix für Zielvariable: vertraglicher Stundenlohn (2012 nach 2014).

		Gruppenzuordnung 2014				
		nicht erwerbstätig	bis EUR 8,50	EUR 8,50 - 10,50	EUR 10,50 -12,00	ab EUR 12,00
Gruppenzuordnung 2012	nicht erwerbstätig	0,922 (0,004)	0,021 (0,002)	0,015 (0,002)	0,007 (0,001)	0,035 (0,003)
	bis EUR 8,50	0,274 (0,027)	0,379 (0,029)	0,198 (0,024)	0,078 (0,024)	0,070 (0,014)
	EUR 8,50-10,50	0,137 (0,020)	0,073 (0,015)	0,369 (0,028)	0,185 (0,025)	0,236 (0,027)
	EUR 10,50-12,00	0,132 (0,025)	0,011 (0,004)	0,069 (0,019)	0,314 (0,042)	0,474 (0,039)
	ab EUR 12,00	0,093 (0,007)	0,006 (0,001)	0,010 (0,003)	0,013 (0,002)	0,879 (0,008)

Quelle: SOEPv33, Erhebungsjahre 2012-2014, Längsschnittstichprobe.

Anmerkung: Standardabweichung in Klammern. Kategorie 'EUR x - y' ist als 'über EUR x bis EUR y' zu lesen. N=14.538. Alle Wahrscheinlichkeiten sind als Dezimalwerte ausgewiesen (d.h. 0,285 = 28,5%). Gewichtete Ergebnisse.

Tabelle 4.9: Übergangsmatrix für Zielvariable: vertraglicher Stundenlohn (2014 nach 2016).

		Gruppenzuordnung 2016				
		nicht erwerbstätig	bis EUR 8,50	EUR 8,50 -10,50	EUR 10,50 -12,00	ab EUR 12,00
Gruppenzuordnung 2014	nicht erwerbstätig	0,930 (0,004)	0,011 (0,002)	0,015 (0,002)	0,005 (0,001)	0,039 (0,003)
	bis EUR 8,50	0,217 (0,026)	0,235 (0,024)	0,302 (0,030)	0,097 (0,023)	0,149 (0,027)
	EUR 8,50-10,50	0,162 (0,025)	0,073 (0,013)	0,377 (0,029)	0,210 (0,023)	0,177 (0,023)
	EUR 10,50-12,00	0,166 (0,032)	0,029 (0,016)	0,116 (0,021)	0,237 (0,031)	0,452 (0,037)
	ab EUR 12,00	0,094 (0,006)	0,004 (0,002)	0,008 (0,002)	0,016 (0,003)	0,878 (0,007)

Quelle: SOEPv33, Erhebungsjahre 2014-2016, Längsschnittstichprobe.

Anmerkung: Standardabweichung in Klammern. Kategorie 'EUR x - y' ist als 'über EUR x bis EUR y' zu lesen. N=14.398. Alle Wahrscheinlichkeiten sind als Dezimalwerte ausgewiesen (d.h. 0,285 = 28,5%). Gewichtete Ergebnisse.

Die Ergebnisse der Übergangsmatrizen für den tatsächlichen Stundenlohn (vgl. Tabelle A.8 und Tabelle A.9) sind qualitativ vergleichbar, wenngleich die Zunahme der Aufwärtsmobilität im untersten Lohnsegment im Vergleich der Zeiträume 2012/14 zu 2014/16 etwas geringer ausfällt.

Nachfolgend wird der Frage nachgegangen, wie sich die Bruttomonatsverdienste insbesondere im Bereich geringfügiger Beschäftigung bis zu 450 Euro entwickelt haben, da diese Beschäftigten im Schnitt geringe Stundenlöhne aufweisen und für diese Beschäftigten die Mindestlohneinführung eine hohe Relevanz aufweist.

Hierbei werden diejenigen Erwerbstätigen aus diesem Verdienstsegment unterschieden, die unter und solche die über dem Mindestlohn verdienen (Zeilen zwei und drei in Tabelle 4.10 und Tabelle 4.11 respektive). Der Vergleich der beiden Beobachtungszeiträume 2012-2014 (Tabelle 4.10) und 2014-2016 (Tabelle 4.11) zeigt, dass sich der Anteil der Beschäftigten, die in der ersten Gruppe verweilen, deutlich von rund 33% auf rund 18% verringert. Gleichzeitig sinkt auch die Wahrscheinlichkeit, vom ersten Lohnsegment in Erwerbslosigkeit zu wechseln, von rund 41% für 2012-2014 auf rund 31% für 2014-2016. Insgesamt nimmt die Aufwärtsmobilität über die beiden Periodenvergleiche zu: rund 13% derer, die 2012 ein monatliches Bruttoarbeitsentgelt von unter 450 Euro bei einem Stundenlohn unterhalb des Mindestlohns hatten, liegen 2014 über dem Mindestlohn (aber weiterhin unter 450 Euro Bruttoarbeitsentgelt) und weitere rund 13% schaffen den Sprung zu einem Bruttoarbeitsentgelt über 450 Euro. Für den Vergleich 2014-2016 steigen die entsprechenden Werte deutlich auf 26% bzw. 25%. In Anhang A.5 sind die Mobilitätsmatrizen der tatsächlichen Stundenlöhne sowie die Anzahl der Beobachtungen, die jeder Zelle zugrunde liegen, dargestellt. Dabei ist zu beachten, dass die Fallzahlen teilweise sehr gering sind.

Tabelle 4.10: Übergangsmatrix für Zielvariable: monatliches Bruttoarbeitsentgelt (2012 nach 2014).

		Gruppenzuordnung 2014			
		nicht erwerbstätig	≤EUR 450, <ML	≤EUR 450, ≥ML	>EUR 450
Gruppenzuordnung 2012	nicht erwerbstätig	0,922 (0,004)	0,009 (0,001)	0,007 (0,001)	0,061 (0,004)
	≤EUR 450, <ML	0,414 (0,049)	0,333 (0,046)	0,129 (0,027)	0,125 (0,027)
	≤EUR 450, ≥ML	0,353 (0,056)	0,100 (0,039)	0,357 (0,054)	0,191 (0,049)
	>EUR 450	0,099 (0,006)	0,002 (0,001)	0,003 (0,001)	0,896 (0,006)

Quelle: SOEP v33, Erhebungsjahre 2012-2014, Längsschnittstichprobe.

Anmerkung: Standardabweichung in Klammern. Alle Wahrscheinlichkeiten sind als Dezimalwerte ausgewiesen (d.h. 0,285 = 28,5%). Gewichtete Ergebnisse.

Tabelle 4.11: Übergangsmatrix für Zielvariable: monatliches Bruttoarbeitsentgelt (2014 nach 2016).

		Gruppenzuordnung 2016			
		nicht erwerbstätig	≤EUR 450, <ML	≤EUR 450, ≥ML	>EUR450
Gruppenzuordnung 2014	nicht erwerbstätig	0,930 (0,004)	0,007 (0,002)	0,008 (0,001)	0,054 (0,004)
	≤EUR 450, <ML	0,312 (0,045)	0,179 (0,036)	0,257 (0,048)	0,253 (0,046)
	≤EUR 450, ≥ML	0,376 (0,062)	0,090 (0,030)	0,323 (0,051)	0,210 (0,043)
	>EUR 450	0,099 (0,006)	0,002 (0,001)	0,007 (0,002)	0,892 (0,006)

Quelle: SOEP v33, Erhebungsjahre 2012-2014, Längsschnittstichprobe.

Anmerkung: Standardabweichung in Klammern. Alle Wahrscheinlichkeiten sind als Dezimalwerte ausgewiesen (d.h. 0,285 = 28,5%). Gewichtete Ergebnisse.

4.5 Entwicklung der Lohnungleichheit

Die internationale Literatur zeigt, dass sich die Einführung und Anhebung von Mindestlöhnen auch in einem Rückgang der Lohnungleichheit widerspiegelt (vgl. Literaturüberblick in Kapitel 2). Diesem Aspekt widmet sich dieses Kapitel. Als ein Standardmaß zur Messung von Ungleichheit wird nachfolgend die mittlere Log-Abweichung (*mean log deviation*, MLD) verwendet, da diese besonders sensitiv hinsichtlich von Veränderungen am unteren Ende der Lohnverteilung ist. Je höher der Wert der MLD, desto höher das durch sie gemessene Niveau an Ungleichheit. Die MLD ist zudem zerlegbar, sodass sich mit der MLD auch untersuchen lässt, welche Bedeutung Unterschiede im Lohnniveau zwischen Gruppen und Lohnunterschiede innerhalb der Gruppen für die gemessene Lohnungleichheit insgesamt spielen (vgl. Cowell, 2011, sowie Kapitel B.8 zur Ungleichheitszerlegung).

Tabelle 4.12: Ungleichheit der vertraglichen Stundenlöhne (MLD-Koeffizient)

	2012	2013	2014	2015	2016
untere Grenze	0,111	0,112	0,116	0,113	0,106
MLD	0,115	0,117	0,121	0,118	0,111
obere Grenze	0,120	0,121	0,125	0,122	0,116

Quelle: SOEPv33, Erhebungsjahre 2012-2016, Querschnittstichprobe.

Anmerkung: Obere und untere Grenzen beziehen sich auf ein 95% Konfidenzintervall per Bootstrapping-Verfahren ermittelt (mit 200 Replikationen). Gewichtete Ergebnisse.

In der Tabelle 4.12 wird die MLD für die gesamte Querschnittstichprobe angegeben. Die erste Zeile gibt die untere, die dritte die obere Grenze des 95%-Konfidenzintervalls an. Die zweite Zeile enthält die Punktschätzer.

Im Zeitraum 2012 bis 2014 steigt der Punktschätzer-Wert der MLD leicht aber statistisch nicht signifikant an. Mit der Einführung des Mindestlohns sinkt die Lohnungleichheit. Der Punktschätzer fällt von 0,121 für das Jahr 2014 auf 0,111 im Jahr 2016, bei einem Konfidenzintervall von [0,116; 0,125] bzw. [0,106; 0,116]. Diese Befunde implizieren, dass es 2016 zu einem statistisch signifikanten Rückgang der Ungleichheit der vertraglichen Stundenlöhne im Vergleich zu 2014 vor der Einführung gekommen ist.²²

Eine detaillierte Ungleichheitszerlegung der vertraglichen Stundenlöhne nach Subgruppen erfolgt im Kapitel A.6 des Anhangs. Diese zeigt, dass die Ungleichheit insgesamt stärker auf Ungleichheiten innerhalb der Gruppen (differenziert nach Geschlecht, Region, Beschäftigung, Altersgruppen, Bildungsgruppen, Staatsangehörigkeit) als auf Unterschiede in den Durchschnittslöhnen zwischen den Gruppen zurückzuführen ist.

Demnach ist das Niveau der Lohnungleichheit insgesamt stärker durch Lohnunterschiede *innerhalb* bestimmter Gruppen (z.B. die Lohnunterschiede innerhalb der Gruppe weiblicher Beschäftigter) als durch Unterschiede im Lohnniveau *zwischen* den Gruppen (z.B. höherer Durchschnittslohn für männliche Beschäftigte im Vergleich zu weiblichen Beschäftigten) bedingt. Der Befund ist natürlich nicht für alle potenziell unterscheidbaren Gruppen generalisierbar. Theoretisch könnte jeder Beschäftigte eine eigene Gruppe darstellen. Dann würde innerhalb jeder Gruppe keine Ungleichheit bestehen und die gesamte Lohnungleichheit würde aus Lohnunterschieden zwischen Gruppen herrühren. Die Nicht-Verallgemeinerbarkeit der hohen Bedeutung der Ungleichheiten innerhalb von Gruppen zeigt sich auch daran, dass bei der Aufteilung nach Beschäftigungsgruppen (12% in 2016), also nach Vollzeit-, Teilzeit- oder geringfügig Beschäftigten, und Bildungsgruppen (19% in 2016) ein quantitativ deutlicher Ungleichheitsanteil durch Lohnunterschiede zwischen den Gruppen (Intergruppenkomponente) bedingt ist.

Bei der Aufteilung in Inter- und Intragruppenkomponenten sind kaum Veränderungen über die Zeit zu erkennen. Analoge Ungleichheitszerlegungen für tatsächliche Stundenlöhne und Bruttomonatsverdienste liefern Ergebnisse ähnlich denen für vertragliche Stundenlöhne. Im

²² Eine Ungleichheitszerlegung nach DiNardo et al. (1996) hat sich als nicht sinnvoll erwiesen. Diese Methodologie wurde für Analysen über längere Zeiträume erarbeitet und baut auf entsprechend große Veränderungen in den Kovariaten. In diesem Fall gibt es jedoch zwischen 2014 und 2016 keine genügend großen Verschiebungen der Verteilungen der angedachten Gruppenvariablen. Eine Zerlegung der Ungleichheitsinzidenz in Inter- und Intragruppenungleichheit ist möglich und in Kapitel A.6 im Anhang dargestellt (vgl. Tabelle A.15 bis Tabelle A.20).

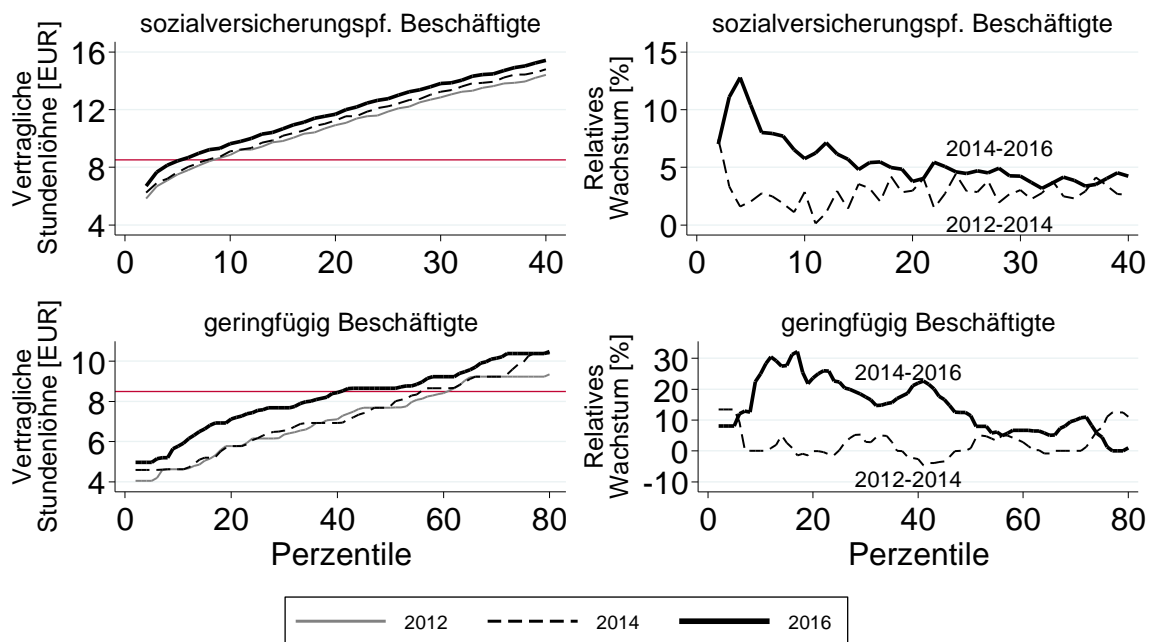
Gegensatz zur Stundenlohnverteilung wird die Ungleichheit in der Bruttomonatsverdienstverteilung aber zusätzlich durch Ungleichheiten in Arbeitsstunden getrieben.

4.6 Entwicklung für ausgewählte Subgruppen

In diesem Kapitel erfolgt die Analyse von Stundenlöhnen und Bruttomonatsverdiensten nach Subgruppen. Dabei liegt der Fokus auf der Unterscheidung von sozialversicherungspflichtig und geringfügig Beschäftigten. Wie bereits in Kapitel 3.3 argumentiert, ist zu erwarten, dass die Mindestlohneinführung für beide Gruppen unterschiedliche Effekte auslöst. So haben geringfügig Beschäftigte einen besonderen Anreiz ihr (bezahltes) Arbeitsangebot einzuschränken, damit ihr Verdienst nicht die 450 Euro-Schwelle überschreitet. Zudem sind die Löhne geringfügig Beschäftigter weit unterdurchschnittlich und sie verfügen aufgrund unterdurchschnittlicher Qualifikation vermutlich über eine schwächere Verhandlungsposition gegenüber den ArbeitgeberInnen (vgl. hierzu auch Stegmaier et al., 2015). Auch bei den Mindestlohn-induzierten Beschäftigungseffekten zeigt sich, dass die Zahl von geringfügigen Beschäftigungsverhältnissen deutlich sensibler auf die Einführung reagiert hat (Garloff 2016, Schmitz 2017). Alle weiteren Subgruppenanalysen sind in Anhang A.2 bis A.5 einzusehen.

Abbildung 4.7 zeigt Pen's Paraden für zwei Gruppen. Es wird zwischen sozialversicherungspflichtig (Vollzeitbeschäftigte und Teilzeitbeschäftigte) sowie geringfügig Beschäftigten unterschieden. Eine Entlohnung unterhalb des Mindestlohns 2016 ist weit überwiegend ein Phänomen in der Gruppe von geringfügig Beschäftigten. Die Verteilung der vertraglichen Stundenlöhne 2016 bewegt sich für die Gruppe der sozialversicherungspflichtig Beschäftigten deutlich über derjenigen für geringfügig Beschäftigte. Zwar ist auch bei den geringfügig Beschäftigten ein Anstieg des Lohnniveaus für die unteren ca. 60 Perzentile zu erkennen, jedoch verbleibt dieses auch 2016 bis zum rund 40. Perzentil unterhalb des Mindestlohns. Dies ist an dem Schnittpunkt der Pen's Paraden mit der horizontalen rot gekennzeichneten Linie für den Mindestlohn von 2015 erkennbar. Im Hinblick auf das relative Wachstum kann man folgendes feststellen: Zwar erfahren sowohl geringfügig Beschäftigte als auch sozialversicherungspflichtig Beschäftigte zwischen 2014 und 2016 ein deutlich höheres Wachstum als zwischen 2012 und 2014, jedoch ist der Zuwachs für geringfügig Beschäftigte insgesamt deutlich größer. Für Perzentile zehn bis zwanzig fluktuiert die relative Veränderung zwischen 2012 und 2014 zwischen ca. 0% und 5%. Zwischen 2014 und 2016 liegt dieser Wert meist über 20%.

Abbildung 4.7: Entwicklung der vertraglichen Stundenlöhne, Unterscheidung nach sozialversicherungspflichtig und geringfügig Beschäftigten



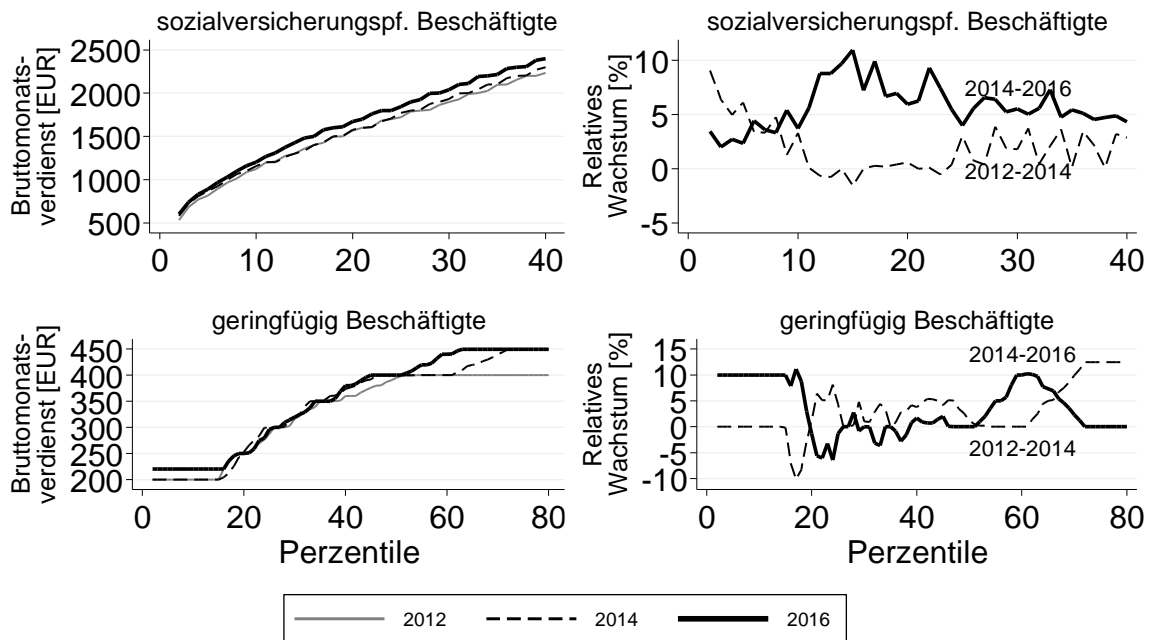
Quelle: SOEPv33, Erhebungsjahre 2012-2016, Längsschnittstichprobe, gewichtete Ergebnisse.

Anmerkung: Rote vertikale Linie links markiert 8,50 Euro. Abgebildet sind Perzentile 2 bis 40 für sozialversicherungspflichtig Beschäftigte und Perzentile 2 bis 80 für geringfügig Beschäftigte. Das erste Perzentil ist durch das Bottom Coding verzerrt und wird deswegen hier nicht gezeigt.

Im Folgenden wird auf geringfügig Beschäftigte und den Vergleich von vertraglichen Stundenlöhnen und monatlichen Bruttoarbeitsentgelten fokussiert (Abbildung 4.7 und Abbildung 4.8).²³ Im Gegensatz zum Jahr 2014, in dem die monatliche Entgeltgrenze von 450 Euro erst ab dem 70. Perzentil innerhalb der Gruppe erreicht wird, wird diese in 2016 schon ab dem 60. Perzentil erreicht. D.h., 40 Prozent der geringfügig Beschäftigten verdienen entsprechend der Entgeltgrenze. Für diejenigen geringfügig Beschäftigten, deren Stundenlohn (aufgrund der Reform) über die Zeit steigt und die vor wie nach der Reform auf der 450 Euro-Schwelle verdienen, muss die vertragliche Arbeitszeit gesunken sein (vgl. auch Bellmann et al., 2017, und Bonin et al., 2018). Dass der Anteil derjenigen, die 450 Euro verdienen über die Zeit steigt, lässt sich damit erklären, dass bei diesen die Stundenlöhne gestiegen und die Arbeitszeit entweder konstant geblieben oder unterproportional zum Stundenlohnanstieg gesunken ist. Die konstanten Wachstumsraten in den ersten rund 10 Perzentilen sind ebenfalls durch das Bottom Coding zu erklären (siehe oben).

²³ Zur Vergleichbarkeit der Arbeitszeitinformationen von geringfügig Beschäftigten in der VSE und dem SOEP vergleiche Kapitel A.10 und Tabelle A.35.

Abbildung 4.8: Entwicklung der Bruttomonatsverdienste, Unterscheidung nach sozialversicherungspflichtig und geringfügig Beschäftigten



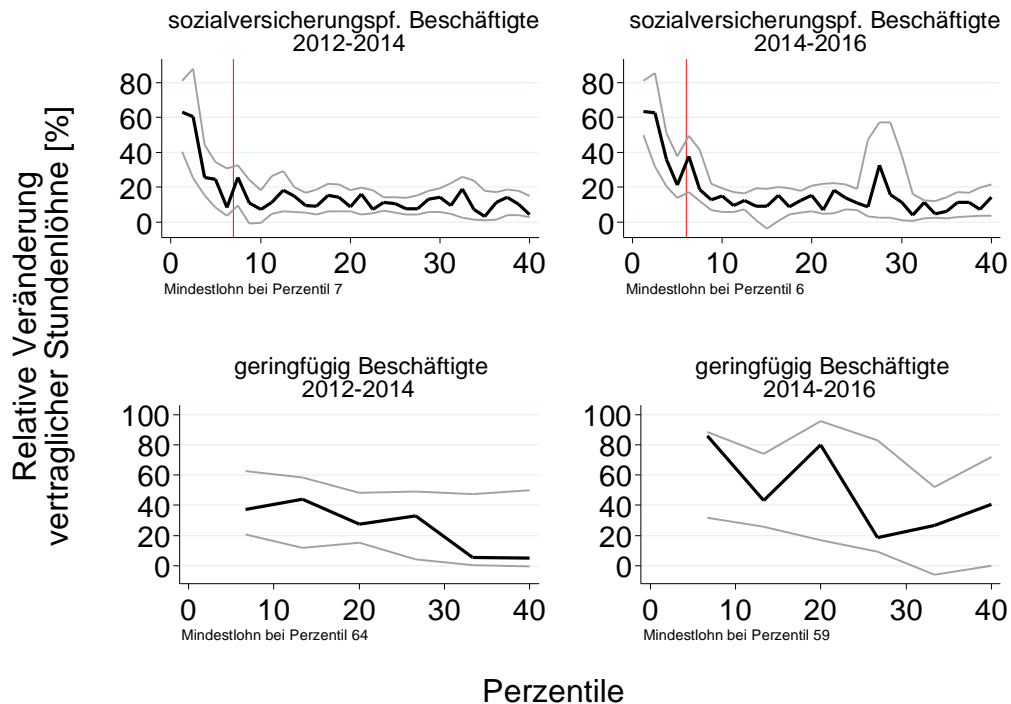
Quelle: SOEPv33, Erhebungsjahre 2012-2016, Längsschnittstichprobe, gewichtete Ergebnisse.

Anmerkung: Abgebildet sind Perzentile 2 bis 40 für sozialversicherungspflichtig Beschäftigte und Perzentile 2 bis 80 für geringfügig Beschäftigte. Das erste Perzentil ist durch das Bottom Coding verzerrt und wird deswegen hier nicht gezeigt.

Abbildung 4.9 zeigt personalisierte Wachstumsinzidenzkurven nach Subgruppen. Die Ergebnisse für sozialversicherungspflichtig Beschäftigte unterscheiden sich qualitativ nicht von denen, die in Kapitel 3.3. für die gesamte Stichprobe diskutiert wurden. Ein Grund dafür liegt auch darin, dass es nur geringfügige Unterschiede in den Wachstumskurven für geringfügig Beschäftigte gibt. Die Kurve für 2014-2016 liegt marginal höher als diejenige für 2012-2014.

Alle weiteren Pen's Paraden sowie personalisierten Wachstumsinzidenzkurven für alle Subgruppen sind in Anhang A.2 zu finden und werden hier nicht weiter diskutiert. Hier sind ebenfalls keine auffälligen Abweichungen im Vergleich zur Gesamtpopulation zu beobachten.

Abbildung 4.9: Personalisierte Wachstumsinzidenzkurven für tatsächliche Stundenlöhne, Unterscheidung nach sozialversicherungspflichtig und geringfügig Beschäftigten



Quelle: SOEPv33, Erhebungsjahre 2012-2016, Längsschnittstichprobe, gewichtete Ergebnisse.
Anmerkung: Rote vertikale Linie markiert 8,50 Euro.

4.7 Zusammenfassung der wichtigsten Ergebnisse

Die Ergebnisse des Kapitels 4 lassen sich insgesamt wie folgt zusammenfassen: Mit der Einführung des Mindestlohns ist es zu einem spürbaren Anstieg der Lohndynamik im unteren Bereich der Lohnverteilung und damit zu einer Kompression der Lohnverteilung gekommen. Dies deutet auf eine Trendwende hin, da vor der Mindestlohneinführung das Lohnwachstum in diesem Bereich der Verteilung über viele Jahre hinweg unterproportional ausfiel. Dennoch reicht dieser Lohnanstieg nicht aus, die Löhne aller Anspruchsberechtigten-ovB auf oder über die kritische Lohnschwelle von 8,50 Euro pro Stunde anzuheben. Dies gilt insbesondere, wenn anstelle des vertraglichen der tatsächliche Stundenlohn verwendet wird.

Nach Sub-Gruppen lassen sich deutliche Unterschiede beobachten. So erzielen Männer im Vergleich zu Frauen durchschnittlich höhere Stundenlöhne und deren Entlohnung liegt seltener unter dem kritischen Schwellenwert von 8,50 Euro. Gleiches gilt für Beschäftigte wohnhaft in Westdeutschland im Vergleich zu Ostdeutschland und insbesondere für Vollzeit- im Vergleich zu geringfügig Beschäftigten. Schließlich zeigen die hohen personalisierten Lohnwachstumsraten, dass sehr niedrige Löhne häufig nur ein transitorisches Phänomen darstellen.

5 Kausale Ergebnisse

Während das vorherige Kapitel deskriptive Evidenz für die Entwicklung der Entlohnung von Beschäftigten nach Einführung des Mindestlohns präsentiert hat, folgt hier die Identifikation des kausalen Effekts der Mindestlohneinführung auf die Lohnentwicklung der mindestlohnberechtigten Beschäftigten-ovB. Als methodisches Gerüst wird ein Differenz-von-Differenzen-von-Differenzen-Ansatz (DiDiD) verwendet, der eine einfache Erweiterung des Differenz-von-Differenzen-Ansatzes (DiD) darstellt.

Dieses Kapitel folgt dabei der folgenden Struktur. Zunächst soll die gewählte Identifikationsstrategie kurz erläutert werden (siehe Kapitel 5.1). Daraufhin wird der gewählte Ansatz exemplarisch in Kapitel 5.2 anhand einer deskriptiven Analyse dargestellt und die zugrundeliegende Common-Trend-Identifikationsannahme diskutiert. Kapitel 5.3 zeigt die Schätzergebnisse für die drei verschiedenen Zielvariablen: die Veränderung von vertraglichen und tatsächlichen Stundenlöhnen (siehe Kapitel 5.3.1) sowie das Wachstum im monatlichen Arbeitsentgelt (siehe Kapitel 5.3.3). Zudem werden die Effekte für verschiedene Subgruppen analysiert (siehe Kapitel 5.3.2). Die Robustheit der gewählten Identifikationsstrategie ist Gegenstand von Kapitel 5.4. Hierbei wird die Sensitivität der Analyse im Hinblick auf mögliche Messfehler analysiert sowie überprüft, inwiefern die Kontroll-Gruppe als unbeeinflusst vom Mindestlohn gelten kann (Spillover-Effekte). Außerdem werden mögliche Selektionsprozesse in Arbeitslosigkeit überprüft, die die Schätzungen verzerren könnten. Zuletzt werden alternative Identifikationsstrategien dargestellt. Das Kapitel schließt mit einem Zwischenfazit, das die Ergebnisse einordnet und die Grenzen der Analyse aufzeigt.

5.1 Identifikationsstrategie

Zur Identifikation kausaler Effekte auf die von der Gesetzesreform profitierende Gruppe (nachfolgend Teilnehmer-Gruppe) wird häufig ein DiD verwendet. Grundgedanke hierbei ist der Vergleich des Ist-Zustandes innerhalb der Teilnehmer-Gruppe mit einem kontrafaktischen Szenario, das beschreibt, wie sich die gewählte Zielvariable in dieser Gruppe verändert hätte, hätte es die Einführung nicht gegeben. Dieses Szenario wird innerhalb des DiD mit Hilfe einer Kontroll-Gruppe abgebildet, deren Merkmale (abgesehen vom Teilnehmerstatus) ähnlich der Teilnehmer-Gruppe sind. Hierbei hat sich vor allem in den USA der Ansatz etabliert, Beschäftigte verschiedener Bundesstaaten miteinander zu vergleichen, die unterschiedlichen Mindestlöhnen ausgesetzt waren (siehe hierzu z.B. Zuvodny, 2000 oder Neumark et al., 2004).

Weil jedoch der Mindestlohn nahezu ausnahmslos galt bzw. nur sehr spezifische Gruppen ausgeschlossen sind, können diese Ansätze für Deutschland nicht angewandt werden. Alternativ sollen deshalb Ansätze dienen, die für die Analyse des britischen Mindestlohnes genutzt werden, da dieser, ähnlich wie der hier betrachtete Mindestlohn, flächendeckend eingeführt wurde (Stewart, 2004; Stewart und Swaffield, 2008).

Durch die Einführung des Mindestlohnes entsteht eine natürliche Einteilung in die Teilnehmer- und Kontroll-Gruppe, die für einen DiD genutzt werden kann (siehe hierzu Stewart, 2004; Stewart und Swaffield, 2008). Die Teilnehmer-Gruppe ist definiert als mindestlohnberechtigten Beschäftigte-ovB, die vor der Mindestlohneinführung unter 8,50 Euro verdienen. Als Kontroll-Gruppe können alle mindestlohnberechtigten Beschäftigten-ovB definiert werden, die mehr als 8,50 Euro verdienen (vgl. Neumark et al., 2004; Lopresti und Mumford, 2016 oder Stewart und Swaffield, 2008). Für sie hat die Einführung des MiLoG keine direkte Implikation, da ihr Stundenlohn per Gesetz nicht erhöht werden muss. Allerdings ist nicht gewährleistet, dass alle Personen mit Stundenlöhnen über 8,50 Euro tatsächlich das Kontrafaktum für die Teilnehmer-Gruppe darstellen, weil sie sich nicht nur in der Lohnhöhe, sondern auch in weiteren Merkmalen von der Zielgruppe unterscheiden können. So ist beispielsweise sowohl das Arbeitspensum als auch das Bildungsniveau von mindestlohnberechtigten Beschäftigten-ovB mit einer Entlohnung über 8,50 Euro höher als in der Teilnehmer-Gruppe (siehe Tabelle 4.4 in Kapitel 4.1) und Arbeitsstellen werden seltener gewechselt. Um die Vergleichbarkeit zwischen Teilnehmer- und Kontroll-Gruppe zu erhöhen, kann die Kontroll-Gruppe deshalb auf Beschäftigte beschränkt werden, die mit Stundenlöhnen zwischen 8,50 Euro und 10 Euro entlohnt werden.

Wie in Kapitel 4.3 jedoch dargestellt wurde, unterscheiden sich niedrigentlohnte Beschäftigte von anderen Beschäftigten bezüglich der Zielvariablen dieses Kapitels nicht nur während der Mindestlohneinführung. Die individuelle Lohndynamik ist generell abnehmend mit den Stundenlohnperzentilen. Der identifizierte Treatment-Effekt wäre in einem einfachen DiD somit verzerrt, weil die definierte Kontroll-Gruppe das Kontrafaktum falsch darstellt.

Aus diesem Grund wird auf eine DiDiD-Systematik zurückgegriffen, die auch von Stewart (2004) für die Evaluierung des britischen Mindestlohnes verwendet wurde. Stewart (2004) nutzt die Periode vor der Mindestlohneinführung, um für die unterschiedlichen Ausgangsniveaus in der Arbeitslosigkeitswahrscheinlichkeit von Niedriglohnbeschäftigten zu kontrollie-

ren. Denn es gilt wie auch für die Lohndynamik, dass mit steigendem Lohn die generelle Wahrscheinlichkeit, arbeitslos zu werden, abnimmt. Diese Strategie soll nachfolgend auf die Lohndynamik angewandt werden.

Grundlage der Analyse ist das durchschnittliche individuelle Lohnwachstum zwischen zwei Jahren für die Teilnehmer- und Kontroll-Gruppe. Das Modell kann stilisiert wie folgt dargestellt werden: Der Term $\overline{w_{t+2}^i - w_t^i}$ bezeichne das durchschnittliche individuelle Lohnwachstum zwischen zwei Jahren, $t \in \{2012, 2014\}$, für zwei Gruppen, i : für die Teilnehmer -Gruppe, T , und die Kontroll-Gruppe, K . Der DiDiD-Schätzer bzw. der Treatment-Effekt des Mindestlohnes kann dann definiert werden als

$$\left[\underbrace{\left(\overline{w_{2016}^T - w_{2014}^T} \right) - \left(\overline{w_{2014}^T - w_{2012}^T} \right)}_{\text{Beobachtetes Szenario}} \right] - \left[\underbrace{\left(\overline{w_{2016}^K - w_{2014}^K} \right) - \left(\overline{w_{2014}^K - w_{2012}^K} \right)}_{\text{Kontrafaktisches Szenario}} \right].$$

Die ersten Differenzen des DiDiD-Schätzers sind definiert durch die vier Terme des Gruppenspezifischen durchschnittlichen individuellen Lohnwachstums zwischen t und $t + 2$:

$$\left(\overline{w_{2016}^T - w_{2014}^T} \right), \left(\overline{w_{2014}^T - w_{2012}^T} \right), \left(\overline{w_{2016}^K - w_{2014}^K} \right) \text{ und } \left(\overline{w_{2014}^K - w_{2012}^K} \right).$$

Die zweiten Differenzen werden innerhalb der Gruppen berechnet, also die Differenzen zwischen dem Zeitraum der Mindestlohneinführung und der Vorperiode für das „beobachtete Szenario“ und das „kontrafaktische Szenario“²⁴:

$$\left(\overline{w_{2016}^T - w_{2014}^T} \right) - \left(\overline{w_{2014}^T - w_{2012}^T} \right) \text{ und } \left(\overline{w_{2016}^K - w_{2014}^K} \right) - \left(\overline{w_{2014}^K - w_{2012}^K} \right).$$

Die dritte Differenz ist die Differenz zwischen dem „beobachteten Szenario“ und dem „kontrafaktischen Szenario“. Das „beobachtete Szenario“ („kontrafaktische Szenario“) fasst zusammen, wie das durchschnittliche Zwei-Jahres-Lohnwachstum in der Teilnehmer-Gruppe (Kontrollgruppe) von 2012-2014 nach 2014-2016 Veränderungen unterlag.

Sind beispielsweise die Stundenlöhne zwischen 2012 und 2014 in der Teilnehmer-Gruppe um durchschnittlich 0,2 Euro gestiegen, jedoch zwischen 2014 und 2016 um 0,5 Euro, bedeutet dies, dass das Lohnwachstum in der Teilnehmer-Gruppe im Zeitraum 2014-2016 um 0,3 Euro höher lag als in der Periode davor. Es kann jedoch nicht ausgeschlossen werden, dass Zeiteffekte (beispielsweise ausgelöst durch die Konjunktur) die Lohnentwicklung im Zeitraum 2014-

²⁴ Um die kontrafaktische Situation abzubilden, werden die beobachtbaren Lohnentwicklungen der Kontrollgruppe verwendet.

2016 positiv beeinflusst hat. Aus diesem Grund wird auf ein kontrafaktisches Szenario zurückgegriffen. Dieses soll festhalten, wie sich das Lohnwachstum verändert hätte, hätte es die Reform nicht gegeben. Dies wird durch die Kontroll-Gruppe dargestellt. Es wird also angenommen, dass jegliche Änderungen im Lohnwachstum innerhalb dieser Gruppe auch für die Teilnehmer-Gruppe eingetreten wäre, wäre der Mindestlohn nicht eingeführt worden. Numerisch kann dies beispielsweise bedeuten, dass das Lohnwachstum zwischen 2014 und 2016 im Durchschnitt 0,1 Euro über dem Lohnwachstum der Vorperiode (2012-2014) lag. Die dritte Differenz des DiDiD wird aus dem beobachteten und dem kontrafaktischen Szenario gebildet und stellt den letztendlich gesuchten Treatment-Effekt dar. Fügt man das oben genutzte Zahlenbeispiel zusammen, ist das exemplarische gestiegene Lohnwachstum in der Teilnehmer-Gruppe von 0,3 Euro (beobachtetes Szenario) teilweise durch Zeiteffekte begründet (kontrafaktisches Szenario). Lediglich 0,2 Euro können auf den Mindestlohn zurückgeführt werden. Gemäß den Annahmen wären 0,1 Euro auch ohne Mindestlohneinführung für die Teilnehmer-Gruppe eingetreten. Eine detaillierte technische Erläuterung der Identifikationsstrategie sowie des ökonomischen Modells werden in Kapitel B.10 im technischen Anhang vorgestellt.

Im Gegensatz zur DiD-Analyse unterliegt diese Identifikationsstrategie dann nicht mehr der Annahme, dass die Teilnehmer- und Kontroll-Gruppe bezüglich der Zielvariablen dem gleichen Trend folgen müssen (englisch „Common Trend Annahme“, kurz CTA). Stattdessen wird die CTA dahingehend modifiziert, dass der bestehende Unterschied zwischen Teilnehmer- und Kontroll-Gruppe über die Zeit gleichgeblieben wäre. Gesamtwirtschaftliche Effekte auf Löhne müssen also, wie auch in einem einfachen DiD-Ansatz, beide Gruppen stets im selben Maße betreffen. Dies muss im gewählten DiDiD Ansatz jedoch über einen längeren Zeitraum gelten (2012 bis 2016) als im einfachen DiD Ansatz (2014 bis 2016).

Wie in der DiD-Analyse muss der DiDiD-Ansatz aber auch auf der Annahme beruhen, dass die Kontroll-Gruppe durch den gesetzlichen Mindestlohn nicht beeinflusst wurde. Dem stehen jedoch mögliche Spillover-Effekte entgegen, die in empirischen Analysen z.B. für die USA oder Deutschland identifiziert wurden (siehe z.B. Lee, 1999, Neumark et al., 2004; Dickens und Manning, 2004; Aretz et al., 2013; Autor et al., 2016). Diese bezeichnen indirekte Effekte von Mindestlöhnen auf höhere Lohngruppen, die zwar vornehmlich in der langen Frist zu erwarten sind, kurzfristig aber nicht ausgeschlossen werden können. Daten des IAB-Betriebspanels deuten bereits darauf hin, dass der gesetzliche Mindestlohn zu derartigen Effekten geführt haben

könnte (Mindestlohnkommission, 2016). Aus diesem Grund wird in Kapitel 5.4.2 getestet, inwiefern diese Annahme gerechtfertigt ist oder aber verworfen werden muss.

Zur Erfüllung der Annahme zeitlich konstanter Unterschiede zwischen Teilnehmer- und Kontroll-Gruppe muss sichergestellt sein, dass beide Gruppen über den gesamten Zeitraum vergleichbar sind. Da jedoch die Stichproben von 2012 nach 2014 und 2014 nach 2016 unterschiedlich sind, kann sich auch die Zusammensetzung der jeweiligen Teilnehmer- und Kontroll-Gruppe) über die Zeit hinweg ändern.²⁵ Aus diesem Grund werden nachfolgend multiple Regressionsanalysen verwendet, die Treatment-Effekte unter Berücksichtigung von beobachtbaren Selektionsprozessen bestimmen können. Kritisch für die Analyse sind dann nur noch Veränderungen von unbeobachteten Selektionsprozessen. Zwar können diese nicht getestet und deshalb nicht ausgeschlossen werden, eine schrittweise Kontrolle für beobachtbare Charakteristika kann jedoch darüber Auskunft geben, wie stark die Teilnehmer-Effekte durch Selektion beeinflusst werden.

Es gilt einschränkend, dass sich die Analyse auf die individuelle Veränderung von Entlohnung fokussiert. Welchen Effekt der Mindestlohn auf das Lohnniveau von Personen hatte, die vor der Einführung nicht beschäftigt waren, bzw. erst nach der Einführung des Mindestlohns eine Beschäftigung aufgenommen hatten, wird also nicht betrachtet.

5.2 Deskriptive Ergebnisse und Common Trend Annahme

Zur Veranschaulichung des DiDiD-Ansatzes sind in Tabelle 5.1 deskriptive Statistiken der Lohnveränderung für die Zwei-Jahres-Längsschnittstichprobe nach Gruppe und Jahr aufgeführt.²⁶ Diese Stichprobe beinhaltet nur Beobachtungen, die in t und $t + 2$ als Beschäftigte beobachtet werden können (siehe Kapitel 3.3). Betrachtet wird zunächst die Veränderung des vertraglichen Stundenlohnes zwischen zwei Jahren. Panel A von Tabelle 5.1 fasst die für die spätere Analyse zur Verfügung stehenden Beobachtungen zusammen, Panel B betrachtet die durch-

²⁵ Die Analyse macht demnach vom Längsschnittcharakter des SOEP nur dahingehend Gebrauch als dass Individuen lediglich in zwei Perioden (t und $t + 1$ bzw. $t + 2$) als abhängig Beschäftigte beobachtet werden müssen.

²⁶ Diese deskriptiven Ergebnisse unterscheiden sich von denen in Abschnitt 3.2, da hier die Längsschnittstichprobe statt der Querschnittstichprobe betrachtet wird und die Personen zusätzlich nach ihrer Lohnhöhe aufgeteilt werden. Durchschnittliche Arbeitszeiten, monatliche Arbeitsentgelte und Stundenlöhne für die Ein- als auch Zwei-Jahres-Stichprobe sind – getrennt nach Jahren und Teilnehmer- und Kontroll-Gruppe – dargestellt in Tabelle A.21.

schnittliche absolute Veränderung von Stundenlöhnen. In Ergänzung zur absoluten wird zudem die relative Veränderung der Lohndynamik betrachtet (siehe Panel C). Sie ist definiert als $\ln(w_{it+2}/w_{it}) \times 100$ und ermöglicht Lohneffekte relativ zum individuellen Ausgangsniveau (w_{it}) zu evaluieren. Spalten (1) bis (3) betrachten nachfolgend den Zeitraum der Mindestlohneinführung, der für die Identifikation des Treatment-Effekts genutzt wird. Spalten (4) bis (6) zeigen, wie in späteren Analysen die kritische Identifikationsannahme, nämlich die zeitkonstanten Unterschiede zwischen Teilnehmer- und Kontroll-Gruppe, überprüft wird, indem dort nicht der Zeitraum der Mindestlohneinführung (2014 nach 2016) betrachtet wird, sondern die Jahre davor (2010 nach 2012).

Tabelle 5.1: Durchschnittliche Veränderung in vertraglichen Stundenlöhnen

	DiDiD			Placebo		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	2014 – 2016	2012 – 2014	Differenz (1) - (2)	2012 – 2014	2010 – 2012	Differenz (4) - (5)
Panel A: Beobachtungen						
Lohn < 8,50	545	549		549	533	
$8,50 \leq$ Lohn < 10	438	412		412	397	
Panel B: Absolute Veränderung (in Euro)						
Lohn < 8,50	2,7 (3,8)	2,1 (3,9)	0,6	2,1 (3,9)	2,0 (3,3)	0,1
$8,50 \leq$ Lohn < 10	1,4 (3,5)	1,5 (3,2)	-0,1	1,5 (3,2)	1,1 (2,4)	0,4
DiDiD			0,7*			-0,3
Panel C: Logarithmierte Veränderung ($\times 100$)						
Lohn < 8,50	28,8 (33,8)	22,5 (35,8)	6,3	22,5 (35,8)	22,0 (32,8)	0,5
$8,50 \leq$ Lohn < 10	10,5 (26,0)	11,6 (23,7)	-1,1	11,6 (23,7)	8,6 (22,5)	3,0
DiDiD			7,4***			-2,5

Quelle: SOEPv33, Erhebungsjahre 2010-2016.

Anmerkungen: Standardabweichung in Klammern. * $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$ stellen Signifikanzniveau eines t-tests dar. Es werden keine Hochrechnungsfaktoren genutzt. Durchschnitte sind ungewichtet. Vertragliche Stunden zugrunde gelegt. Basierend auf den Zwei-Jahres-Längsschnittstichproben.

Tabelle 5.1 zeigt, dass die vertraglichen Stundenlöhne von denjenigen Personen, die 2014 unter 8,50 Euro verdient haben und auch in $t + 2$ erwerbstätig waren, von 2014 bis 2016 um durchschnittlich 2,70 Euro gestiegen sind (siehe Spalte (1), Panel B). Im gleichen Zeitraum ist der Stundenlohn der Kontroll-Gruppe um durchschnittlich ca. 1,40 Euro gestiegen. Derartige Unterschiede ergaben sich aber auch bereits in der vorherigen Periode von 2012 nach 2014,

in der die stündliche Entlohnung für Personen mit Stundenlöhnen unter 8,50 Euro im Vergleich zur Kontroll-Gruppe um ca. $2,10 \text{ Euro} - 1,50 \text{ Euro} = 0,60 \text{ Euro}$ stärker gestiegen ist (siehe Spalte (2), Panel B). Wie im vorherigen Kapitel diskutiert, unterscheidet sich die Lohndynamik zwischen Teilnehmer- und Kontrollgruppe also deutlich voneinander. Aufgrund dieser systematischen Unterschiede ist ein einfacher DiD Schätzer nicht anwendbar.

Der DiDiD-Ansatz berücksichtigt diese unterschiedlichen Dynamiken in der Zielvariablen. Er geht davon aus, dass die Unterschiede in der Lohndynamik zwischen Teilnehmer- und Kontrollgruppe vor der Einführung des gesetzlichen Mindestlohnes nach der Reform gleich geblieben wären, hätte es die Reform nicht gegeben. Mit Hilfe dieses Modells kann erstens für Lohnveränderungen zwischen 2014 und 2016 kontrolliert werden, die es auch ohne Mindestlohnreform gegeben hätte und zweitens können divergierende Niveaus in den Lohnveränderungen zwischen Teilnehmer- und Kontrollgruppe Berücksichtigung finden.

Gemäß der in Kapitel 5.1 dargestellten stilisierten Definition des DiDiD-Schätzers wird die erste Differenz über den durchschnittlichen Lohn innerhalb der jeweiligen Gruppe jeweils zwischen 2014 und 2016 bzw. 2012 und 2014 gebildet. Diese Lohnveränderungen sind bereits in Tabelle 5.1 ausgewiesen. Werden die Werte eingesetzt, vereinfacht sich die Gleichung zu

$$\frac{(2,70 \text{ Euro} - 2,10 \text{ Euro})}{\text{Beobachtetes Szenario}} - \frac{(1,40 \text{ Euro} - 1,50 \text{ Euro})}{\text{Kontrafaktisches Szenario}} \approx 0,70 \text{ Euro}$$

Die zweite Differenz wird gebildet über die Veränderung der Lohndynamik innerhalb der jeweiligen Gruppen von 2012/2014 und 2014/2016. Schließlich wird als dritte Differenz die Veränderung der Lohndynamik der Kontroll-Gruppe von der Veränderung in der Teilnehmer-Gruppe abgezogen. Demnach sind Stundenlöhne von mindestlohnberechtigten Beschäftigten-ovB mit Löhnen unter 8,50 Euro zwischen 2014 und 2016 um ca. 0,60 Euro stärker gestiegen als in der Vorperiode (siehe Spalte (3), Panel B in Tabelle 5.1). Dieser Term wird mit Hilfe einer zweiten Differenz, dem kontrafaktischen Szenario, korrigiert. Hier ist das Lohnwachstum in der Kontroll-Gruppe im Jahr der Mindestlohneinführung um 0,1 Euro niedriger ausgefallen als im Jahr zuvor. Die Differenz ergibt dann – unter Erfüllung aller Annahmen – den gesuchten Treatment-Effekt. Der Mittelwertanalyse zufolge sind also die vertraglichen Stundenlöhne in der Teilnehmer-Gruppe zwischen 2014 und 2016 um 0,70 Euro stärker angestiegen.

Um die Effekte in Relation zum individuellen Ausgangsniveau zu bringen, werden nachfolgend auch relative Veränderungen betrachtet. Die logarithmierten Veränderungen ergeben eine

Effektgröße von ungefähr 7,4% zusätzlichem Lohnwachstum zwischen 2014 und 2016 (siehe Spalte (3), Panel C) durch die Mindestlohneinführung. Das heißt, ausgehend vom durchschnittlichen Stundenlohn von 6,90 Euro in der Teilnehmer-Gruppe (siehe Tabelle A.22 im Anhang), steigen die Löhne um $\frac{\text{Euro}}{\text{Stunde}} 6,90 \times 7,4\% \approx \frac{\text{Euro}}{\text{Stunde}} 0,50$ zusätzlich an (im Vergleich zur Kontrollgruppe). Die absoluten und logarithmierten Veränderungen sind dabei statistisch signifikant von null verschieden (mindestens 10% Niveau).

Die identifizierende Annahme, dass sich die unterschiedlichen Niveaus in der Lohndynamik zwischen Personen mit Löhnen über und unter 8,50 Euro über die Zeit nicht verändern, kann mit weiter zurückliegenden Perioden falsifiziert werden (Placebo-Test). Hierfür wird im Folgenden die Periode von 2010 bis 2012 verwendet (siehe Spalte (4) bis (6) in Tabelle 5.1). Es zeigt sich, dass die zweijährige Stundenlohndynamik zwischen den betrachteten Gruppen in den Jahren 2010/2012 und 2012/2014 um circa 2,5% abgenommen hat (siehe DiDiD in Spalte (6), Panel C). Diese Veränderung ist jedoch auf keinem gängigen Niveau signifikant von null verschieden. Die Annahme zeitlich konstanter Unterschiede zwischen Teilnehmer- und Kontroll-Gruppe kann also trotz dieses leicht positiven Zeittrends nicht abgelehnt werden.

In analoger Weise lassen sich die kausalen Effekte auf tatsächliche Stundenlöhne und monatliches Bruttoarbeitsentgelt identifizieren. Tabelle A.24 und Tabelle A.25 im Anhang replizieren Tabelle 5.1 für die beiden weiteren Zielvariablen. Sowohl für die tatsächlichen Stundenlöhne als auch für das monatliche Bruttoarbeitsentgelt kann ein gemeinsamer Trend nicht abgelehnt und ein positiver Treatment-Effekt identifiziert werden.

5.3 Effekte auf Stundenlohn und monatliches Arbeitsentgelt

Um für Unterschiede in den Merkmalen der Teilnehmer- und der Kontrollgruppe zu kontrollieren, was in der vorangegangenen Mittelwertanalyse unterblieben ist, werden im Folgenden Regressionsanalysen durchgeführt. Diese sollen mit Hilfe einer umfangreichen Liste von Kontrollvariablen über soziodemografische und erwerbsrelevante Charakteristika die Kontrolle für Veränderungen in der Stichprobe sicherstellen. Die soziodemografischen Variablen umfassen nachfolgend Informationen zu Alter, Geschlecht, Ehestatus, Staatsbürgerschaft, beruflichem Bildungsabschluss, Anzahl Kinder im Haushalt (unter 16 Jahren) und Wohnort. Berück-

sichtige Erwerbscharakteristika umfassen Teilzeitbeschäftigung, Vertragsbefristung, Firmen-
größe und Sektor.²⁷ Zusätzlich werden Informationen zu Veränderungen im Beschäftigungs-
status berücksichtigt, da diese einen Effekt auf die Lohndynamik haben können. Hierzu zählen
Änderungen in der Mindestlohnberechtigung, Arbeitsstelle, Befristung, Firmengröße und Sek-
toren. Eine deskriptive Zusammenfassung der Kontrollvariablen nach Jahren ist in Tabelle A.23
im Anhang dargestellt. Eine detaillierte Erläuterung des Regressionsmodells erfolgt im techni-
schen Anhang (siehe Kapitel B.10). Die Ergebnisse werden nachfolgend getrennt nach Stun-
denlöhnen und monatlichem Arbeitsentgelt berichtet.

5.3.1 Effekte auf Stundenlöhne

Tabelle 5.2 fasst die Ergebnisse der Regressionsanalyse für die Veränderung der vertraglichen
Stundenlöhne von allen Beschäftigten mit einem Anspruch auf den gesetzlichen Mindestlohn
nach MiLoG (ovB) zusammen. Um für nicht-lineare Zusammenhänge zu kontrollieren, wird die
logarithmierte Veränderung der Stundenlöhne anstelle der absoluten Veränderung bevor-
zugt. Koeffizienten sind also als prozentuale Veränderung zu interpretieren. Nachfolgend wer-
den, neben den zweijährigen Veränderungen der vertraglichen Stundenlöhne (Spalte (4) bis
(6)) auch einjährige Veränderungen präsentiert (Spalte (1) bis (3)), um eventuelle Verände-
rungen der Effekte über den Zeitraum nach der Reform zu beschreiben. Spalten (1) und (4)
sind die jeweiligen Basisschätzungen, die die Effekte des Mindestlohnes auf das ein- und zwei-
jährige Stundenlohnwachstum zeigen und nur die Teilnehmerindikatoren und Jahres-Dum-
mies als Kontrollen enthalten. Spalten (2) und (5) binden dann soziodemografische Variablen
und Beschäftigungscharakteristika als Kontrollvariablen ein. Veränderungen in der Beschäfti-
gung werden in den Spalten (3) und (6) hinzugefügt. Diese stellen aufgrund ihrer umfangrei-
chen Berücksichtigung von Kontrollvariablen die präferierte Referenz-Spezifikationen für wei-
terführende Analysen dar. Die vollständigen Schätzergebnisse werden in Tabelle A.26 im An-
hang präsentiert.

²⁷ Für das multiple Regressionsmodell muss eine hypothetische Referenzgruppe festgelegt werden, die in den
späteren Ergebnissen als Konstante zusammengefasst wird. Nachfolgend wird die Referenzgruppe definiert als
männlich, verheiratet, mit deutscher Staatsbürgerschaft, ohne abgeschlossene Berufsausbildung, keinem Kind
im eigenen Haushalt, wohnhaft in Westdeutschland und einem (hypothetischen) Alter von 0 Jahren. Sofern für
die Arbeitsplatzcharakteristika kontrolliert wird, ist die Referenzgruppe vollzeitbeschäftigt, hat einen unbefristeten
Vertrag, arbeitet in einer mittelgroßen Firma und ist im Produktions-Sektor tätig. Für die Referenzgruppe
wird abschließend festgelegt, dass sie keinen Arbeitsplatzwechsel erlebt hat. Das Referenzjahr ist immer die Vor-
periode zur Mindestlohneinführung, also 2013 in der Ein-Jahres- bzw. 2012 in der Zwei-Jahres-Perspektive.

Tabelle 5.2: Mindestlohneffekt auf das relative Wachstum von vertraglichen Stundenlöhnen

	Ein-Jahres-Analyse			Zwei-Jahres-Analyse		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Ein-Jahres-Analyse						
Stundenlohn < EUR 8,50	10,83***	12,57***	12,49***			
	(1,57)	(1,59)	(1,59)			
× DiDiD 2014-2015	4,01*	4,13*	3,96*			
	(2,14)	(2,12)	(2,11)			
× Placebo 2012-2013	-2,21	-1,50	-1,42			
	(2,19)	(2,17)	(2,17)			
Zwei-Jahres-Analyse						
Stundenlohn < EUR 8,50				10,89***	12,59***	12,93***
				(1,92)	(1,95)	(1,94)
× DiDiD 2014-2016				7,44***	6,75**	6,47**
				(2,71)	(2,68)	(2,68)
× Placebo 2010-2012				2,49	2,29	2,07
				(2,63)	(2,61)	(2,59)
Konstante	6,62***	13,44***	7,31**	11,58***	20,04***	10,59***
	(0,92)	(2,77)	(3,45)	(1,17)	(3,55)	(4,09)
Kontrollvariablen						
Jahres-Dummies	ja	ja	ja	ja	ja	ja
Soziodemografische Informationen		ja	ja		ja	ja
Beschäftigungscharakteristika		ja	ja		ja	ja
Veränderung in Beschäftigung			ja			ja
Beobachtungen	3.523	3.523	3.523	2.874	2.874	2.874
Adj. R2	0,043	0,081	0,085	0,056	0,087	0,098

Quelle: SOEPv33, Erhebungsjahre 2010-2016.

Anmerkungen: DiDiD-Regression, robuste Standardabweichung in Klammern, auf Personenebene geclustert mit * $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$. Es werden keine Hochrechnungsfaktoren genutzt. Die Referenzgruppe in Spezifikation (3) und (6) 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 in % ausgewiesen. Zur Bestimmung der Teilnehmer-Gruppe wurden vertragliche Stundenlöhne verwendet. Basierend auf der Längsschnittstichprobe. × induziert einen Interaktionsterm. Die Koeffizienten DiDiD und Placebo müssen deshalb als zusätzliches Wachstum zum Koeffizienten „Stundenlohn < EUR 8,50“ interpretiert werden.

Ein-Jahres-Analyse Die erste Zeile quantifiziert die unterschiedliche Lohndynamik innerhalb der Ein-Jahres-Stichprobe zwischen Teilnehmer- und Kontrollgruppe. Diese resultiert aus der durchschnittlichen Differenz zwischen den Gruppen über den gesamten betrachteten Zeitraum (siehe den Koeffizienten von „Stundenlohn < EUR 8,50“). Spalte (1) zufolge sind somit die Löhne von Beschäftigten-ovB mit einer vertraglichen Entlohnung unter 8,50 Euro pro Stunde im gesamten Analysezeitraum (2012 bis 2015) jährlich um 10,8% stärker gestiegen als in der Kontroll-Gruppe. Die Einführung des Mindestlohnes zwischen 2014 und 2015 hat die vertraglichen Stundenlöhne zusätzlich um 4,0% erhöht (siehe den Koeffizienten von „DiDiD

2014-2015“ in Spalte (1)). Dieser Effekt ist auf dem 10%-Niveau statistisch signifikant und stellt den Treatment-Effekt dar. Durch die Inklusion soziodemografischer und arbeitsplatzrelevanter Kontrollvariablen verändert sich der Effekt kaum (siehe Spezifikation (2)). Unterschiede zwischen Teilnehmer- und Kontroll-Gruppe, die durch die Kontrollvariablen berücksichtigt werden, haben also nur einen geringen Einfluss. Wenn für mögliche Änderungen in der Beschäftigung kontrolliert werden, kann ebenfalls nur eine geringfügige Änderung im Koeffizienten festgehalten werden (siehe Spezifikation (3)). Gleiches gilt für die generellen Unterschiede zwischen Teilnehmer- und Kontroll-Gruppe (Koeffizient „Stundenlohn < EUR 8,50“). Dieser bleibt trotz der zusätzlichen Kontrollvariablen nahezu unverändert.

Für alle Regressionen ist das angepasste R^2 sehr niedrig, steigt aber erwartungsgemäß mit der Anzahl der Kontrollvariablen an. Hierbei ist zu beachten, dass eine Veränderung untersucht wird, bei der üblicherweise nur eine geringe Varianz erklärt wird, was aber die Aussagekraft dieser Analysen nicht einschränkt.

Rückblickend auf Tabelle A.22 (siehe Anhang) lag der durchschnittliche vertragliche Stundenlohn von mindestlohnberechtigten Beschäftigten-ovB mit einer Entlohnung unter 8,50 Euro pro Stunde im Jahr 2014 bei ca. 6,90 Euro. Der Treatment-Effekt von 4,0% bedeutet demnach, dass Stundenlöhne in dieser Gruppe aufgrund des Mindestlohnes um durchschnittlich ca. $\frac{\text{Euro}}{\text{Stunde}} 6,90 * 4\% = \frac{\text{Euro}}{\text{Stunde}} 0,30$ *zusätzlich* gestiegen sind. Ohne Mindestlohn wäre dem Koeffizienten „Stundenlohn < EUR 8,50“ zufolge der Stundenlohn nur um $\frac{\text{Euro}}{\text{Stunde}} 6,90 * 12,5\% = \frac{\text{Euro}}{\text{Stunde}} 0,90$ im Vergleich zur Kontroll-Gruppe angestiegen. Das bedeutet: Statt des Wachstums von 6,90 Euro auf 7,80 Euro pro Stunde (kontrafaktisches Szenario), ist der Stundenlohn durch den Mindestlohn zwischen 2014 und 2015 auf 8,10 Euro gestiegen. Dies verdeutlicht jedoch auch, dass das vom Mindestlohn ausgelöste Wachstum in den Stundenlöhnen im Durchschnitt nicht ausreichend war, um die gesetzliche Schwelle zu erreichen bzw. zu überschreiten. Wären sämtliche Stundenlöhne von mindestlohnberechtigten Beschäftigten-ovB mit einer Entlohnung unter 8,50 Euro auf mindestens 8,50 Euro angehoben worden, wäre ein Effekt von 10% zu erwarten gewesen.

Die dritte Zeile in Tabelle 5.2 stellt die Überprüfung der kritischen Identifikationsannahme dar (siehe den Koeffizienten von „Placebo 2012-2013“). Wie bereits in der vorherigen Mittelwertanalyse in Kapitel 5.2 dargelegt, überprüft der Placebo Test, ob sich die Unterschiede zwischen Teilnehmer- und Kontroll-Gruppe vor der Mindestlohnreform verändert haben. Konkret

wird geprüft, ob der Unterschied in der Lohnentwicklung zwischen Teilnehmer- und Kontroll-Gruppe im Zeitraum 2012-2013 anders war als im verwendeten Referenzzeitraum 2013-2014. Die dazugehörigen Koeffizienten sind zwar in allen Spezifikationen der einjährigen Analyse negativ, aber stets insignifikant. Dieser Befund spricht dafür, dass die kritische Identifikationsannahme, nämlich zeitpersistente Unterschiede zwischen Teilnehmer- und Kontroll-Gruppe, nicht verletzt ist.

Zwei-Jahres-Analyse Die zweijährige Analyse zeigt, dass die Stundenlöhne von mindestlohnberechtigten Beschäftigten-ovB mit Stundenlöhnen unter 8,50 Euro bis zum zweiten Quartal 2016 weiter gestiegen sind. Wie in der Ein-Jahres-Analyse zeigt sich auch hier, dass die Teilnehmer-Gruppe über den gesamten betrachteten Zeitraum einer höheren Lohndynamik unterliegt. Nach Inkrafttreten des Mindestlohns sind die vertraglichen Stundenlöhne der Teilnehmer-Gruppe bis 2016 um etwa 6,5% gestiegen (siehe Spalte (6), die präferierte Spezifikation mit allen Kontrollvariablen). Der absolute Effekt ist demzufolge $\frac{\text{Euro}}{\text{Stunde}} 6,90 * 6,5\% = \frac{\text{Euro}}{\text{Stunde}} 0,50$, d.h. die Teilnehmer-Gruppe hat zwischen 2014 und 2016 gegenüber dem Referenzzeitraum 2012-2014 einen *zusätzlichen* Stundenlohnzuwachs von 0,50 Euro erhalten. Ohne Mindestlohn wäre der Stundenlohn in diesem Zeitraum nur um $\frac{\text{Euro}}{\text{Stunde}} 6,90 * 13,0\% = \frac{\text{Euro}}{\text{Stunde}} 0,90$ im Vergleich zur Kontroll-Gruppe angestiegen (siehe Koeffizient „Stundenlohn < 8,50 Euro“). Der durchschnittliche Stundenlohn der Teilnehmer-Gruppe lag also 2016 bei $6,90 \text{ Euro} + 0,90 \text{ Euro} + 0,50 \text{ Euro} = 8,30 \text{ Euro}$. Demnach ist auch 2016 der durchschnittliche Lohn noch nicht über der gesetzlich festgelegten Schwelle. Um diese zu erreichen, hätte der Effekt 3,5 Prozentpunkte höher ausfallen müssen. Der Placebo-Test zeigt – wie zuvor – keine Verletzung der CTA auf.

Tatsächliche Stundenlöhne In Bezug auf die zweite Ergebnisvariable – tatsächliche Stundenlöhne – sind die Ergebnisse ähnlich. Der Treatment-Effekt liegt in der einjährigen Perspektive zwischen 3,6% und 3,8% (siehe Spalte (1) bis (3) in Tabelle A.27 im Anhang). Allerdings sind die Schätzungen hierbei zu einem 10-prozentigen Signifikanzniveau nicht immer unterschiedlich von null. Insbesondere die erhöhte Streuung der tatsächlichen Arbeitszeit im Vergleich zur vertraglichen Arbeitszeit kann hierfür als Ursache herangezogen werden. Die Angaben können stärker durch Messfehler verzerrt sein (siehe dazu Kapitel 3.2), was möglicherweise

die Streuung der Zielvariablen erhöht. In der zweijährigen Perspektive können signifikante Effekte von ungefähr 5,1% bis 5,8% gefunden werden (siehe Spalte (4) bis (6) in Tabelle A.27 im Anhang). Dieser Befund ist auch konsistent mit den Ergebnissen der deskriptiven Analyse.

Lineare Spezifikation Alternativ zu einer logarithmierten Zielvariable kann auch die absolute Veränderung der Stundenlöhne verwendet werden. Die dazugehörigen Schätzergebnisse zu vertraglichen Stundenlöhnen können Tabelle A.28 entnommen werden (siehe Anhang). Hier zeigen sich etwas stärkere Effekte als in der logarithmierten Spezifikation. Nach der Kontrolle aller oben genannten Variablen steigen die vertraglichen Stundenlöhne von 2014 bis 2015 durch den Mindestlohn um 0,40 Euro. In der Zwei-Jahres-Analyse liegen die Effekte zwischen 0,50 Euro und 0,60 Euro.

5.3.2 Effekte auf Stundenlöhne nach Subgruppen

Kapitel 4.1 hat deskriptiv gezeigt, dass verschiedene Bevölkerungsgruppen unterschiedlich stark von der Einführung des Mindestlohns unmittelbar tangiert sind. So verdienten zum Beispiel im Vergleich zu Männern überproportional viele Frauen 2014 weniger als 8,50 Euro pro Stunde. Es ist daher interessant, Subgruppen getrennt zu analysieren, um etwaige gruppenspezifische Effekte auf die Lohndynamik zu identifizieren (Effektheterogenität). Der Fokus wird im Folgenden auf vertragliche Stundenlöhne und die Zwei-Jahres-Perspektive gelegt, da diese Subgruppenanalyse ähnliche Ergebnisse aufweist wie die Subgruppenanalysen mit tatsächlichen Stundenlöhnen und die Analysen in der Ein-Jahres-Perspektive.

Die Stichprobe wird in folgende Kategorien differenziert: geringfügige bzw. sozialversicherungspflichtige Voll- und Teilzeitbeschäftigung, Altersgruppen, Bildungshintergrund, Wohnort, Geschlecht und Staatsangehörigkeit. Dabei muss allerdings berücksichtigt werden, dass kleine Fallzahlen die Aussagekraft für einzelne Subgruppen einschränken (siehe dazu auch Kapitel 3.3). Tabelle 5.3 fasst die Ergebnisse der Subgruppenanalyse für vertragliche Arbeitszeiten zusammen. Die Interpretation der Koeffizienten folgt dem vorherigen Kapitel. Der Koeffizient „Stundenlohn < 8,50“ spiegelt das unterschiedliche Niveau zwischen Teilnehmer- und Kontroll-Gruppe über den gesamten Zeitraum wider. „DiDiD 2014-2016“ identifiziert, inwiefern diese Unterschiede aufgrund der Mindestlohneinführung Veränderungen unterlag. „Placebo 2010-2012“ testet die kritische Identifikationsannahme, nämlich inwiefern die generellen Unterschiede zwischen Teilnehmer- und Kontrollgruppe als zeitlich konstant angenommen

werden können. Alle Schätzungen berücksichtigen die vollständige Liste an Kontrollvariablen. Als Referenz ist zu Beginn die Schätzung der Spezifikation (6) aus Tabelle 5.2 aufgeführt.

Tabelle 5.3: Mindestlohneffekt auf das relative Wachstum von vertraglichen Stundenlöhnen für Subgruppen – Zwei-Jahres-Analyse

	Beobachtungen 2014		Stundenlohn < EUR 8,50		DiDiD 2014-2016		Placebo 2010-2012	
	Teilnehmer	Kontrollgruppe						
Gesamte Stichprobe	545	438	12,93***	(1,94)	6,47**	(2,68)	2,07	(2,59)
Soz.-pfl. Beschäftigte	382	383	11,79***	(2,15)	4,57	(2,99)	2,36	(2,85)
Vollzeitbeschäftigte	270	303	10,73***	(2,46)	7,79**	(3,44)	3,64	(3,19)
Teilzeitbeschäftigte	112	80	14,53***	(4,52)	-5,01	(6,07)	-0,28	(6,65)
Geringfügig Beschäftigte	163	55	17,40***	(4,80)	15,51**	(6,90)	2,43	(6,66)
18 ≤ Alter < 25	37	38	13,26*	(8,06)	-2,98	(10,64)	13,52	(13,37)
25 ≤ Alter < 55	412	338	13,37***	(2,18)	6,99**	(3,05)	0,92	(2,84)
55 ≤ Alter	96	62	13,94***	(4,62)	7,84	(6,49)	3,43	(8,34)
Keine Ausbildung	140	96	7,63	(5,46)	15,77**	(6,71)	4,46	(7,17)
Berufsausbildung	346	306	12,20***	(2,11)	4,92	(3,06)	2,29	(2,88)
akad. Ausbildung	59	36	25,78***	(8,25)	-4,78	(11,73)	-9,72	(10,42)
Wohnhaft in West-Dt.	358	274	17,93***	(2,70)	4,92	(3,58)	-1,22	(3,74)
Wohnhaft in Ost-Dt.	187	164	5,06*	(2,59)	8,06**	(3,96)	6,15*	(3,46)
Männer	106	153	9,33**	(4,08)	10,89*	(5,59)	10,37**	(5,14)
Frauen	439	285	13,55***	(2,19)	5,85*	(3,07)	-0,88	(3,05)
Deutsche	454	375	13,28***	(2,01)	5,24*	(2,84)	2,26	(2,66)
AusländerInnen	91	63	13,68*	(7,80)	11,54	(9,62)	-3,01	(10,35)

Quelle: SOEPv33, Erhebungsjahre 2010-2016.

Anmerkungen: DiDiD-Regression, robuste Standardabweichung in Klammern, auf Personenebene geclustert mit * $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$. Es werden keine Hochrechnungsfaktoren genutzt. Jede Zeile stellt eine eigenständige Spezifikation dar und reduziert die Darstellung auf drei Koeffizienten. Jede Spezifikation kontrolliert für sozio-demografische Eigenschaften, Beschäftigungscharakteristika sowie Veränderungen in der Beschäftigung. Die Referenzgruppe für die Schätzung der Gesamtstichprobe 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. Referenzgruppen angepasst für die jeweilige Subgruppe. Koeffizienten der Spezifikation „gesamten Stichprobe“ basieren auf Spalte (6) in Tabelle 5.2. Alle Schätzungen basierend auf der Längsschnittstichprobe. Gruppen mit weniger als 50 Beobachtungen sind kursiv gekennzeichnet. Deren dargestellte Werte sind aufgrund der geringen Fallzahlen nur eingeschränkt interpretierbar.

Beschäftigungsumfang Eine nach Sozialversicherungsstatus differenzierte Analyse zeigt messbare Unterschiede, also Subgruppen-Heterogenitäten in den gemessenen Treatment-Effekten. Die Lohndynamik hat für sozialversicherungspflichtig Beschäftigte durch die Einführung schwächer als in der Gesamtstichprobe zugenommen. Hier zeigt sich vor allem für Vollzeitbeschäftigte (wöchentliche Arbeitszeit größer als 30 Stunden pro Woche) ein deutlicher Effekt

der Mindestlohneinführung auf das Wachstum der vertraglichen Stundenlöhne. Sozialversicherungspflichtig Teilzeitbeschäftigte unterliegen hingegen einer ohnehin durchschnittlich höheren Lohndynamik: Hier berichtet die Teilnehmer-Gruppe über den gesamten Analysezeitraum ein höheres Lohnwachstum als die Kontroll-Gruppe von +14,5% (siehe „Stundenlohn < EUR 8,50“). Sie erfahren nach Einführung des Mindestlohnes keinen signifikanten Treatment-Effekt. Innerhalb der geringfügig Beschäftigten wird ein sehr starker Effekt auf die Lohndynamik gefunden (ca. 15,5%). Dieser kann jedoch auf Basis der sehr kleinen Fallzahl nur bedingt interpretiert werden (siehe Spalte „Beobachtungen Teilnehmer 2014“).

Alter Insbesondere jüngere und ältere Beschäftigte fallen proportional häufiger in den Niedriglohnbereich. Vergleicht man die Ergebnisse für BerufseinsteigerInnen (Personen zwischen 18 und 25 Jahren), ältere Beschäftigte (über 55 Jahre) und die mittlere Gruppe (zwischen 25 und 55 Jahre) zeigt sich nur für die mittlere Altersklasse ein signifikant positiver Treatment-Effekt (siehe „DiDiD 2014-2016“ mit 7,0%). Der insignifikante DiDiD-Effekt für ältere Beschäftigte (7,8%) hat jedoch eine ähnliche Größe. Die kleine Fallzahl könnte hier als Ursache für die fehlende Signifikanz herangezogen werden.

Berufsausbildung Auch der Grad der Ausbildung hat große Bedeutung für das individuelle Lohnniveau. Die Schätzungen werden deshalb ebenfalls nach der Berufsausbildung aufgeschlüsselt: Keine Ausbildung, Berufsausbildung und akademische Ausbildung. Hierbei zeigt sich insbesondere für Personen ohne eine abgeschlossene Ausbildung ein hoher positiver Treatment-Effekt (+15,8%). Dies kann darauf zurückgeführt werden, dass insbesondere diese Gruppe sehr niedrige Stundenlöhne erhält. Die gemessenen, relativen Effekte sind deshalb hier am größten. Allerdings gilt erneut die Einschränkung einer kleinen Fallzahl. Für die anderen betrachteten Subgruppen stellt sich kein signifikanter Treatment-Effekt ein.

Wohnort Für Personen, die in den alten Bundesländern wohnen und in der Regel höhere Stundenlöhne als Beschäftigte in den neuen Bundesländern erhalten, ist der Treatment-Effekt nicht unterschiedlich von null. Für Beschäftigte wohnhaft in den neuen Bundesländern, zeigt sich hingegen ein signifikanter Placebo-Test (+6,2%). Wenngleich der Koeffizient nur schwach signifikant ist, deutet dieses Ergebnis darauf hin, dass die gewählte Identifikationsstrategie für diese Region alleine nicht interpretiert werden kann, da die Lohnentwicklung der Teilnehmer-Gruppe in Ostdeutschland bereits vor der Mindestlohneinführung höher ausfiel als bei der Kontroll-Gruppe in Ostdeutschland.

Geschlecht Nach wie vor ist die Entlohnung für Frauen aus verschiedenen Gründen vergleichsweise niedrig. Vergleicht man die Ergebnisse nach Geschlecht, ist also ein stärkerer Effekt aufgrund des niedrigeren Ausgangsniveaus für Frauen zu erwarten. Tatsächlich findet sich ausschließlich für Frauen ein signifikanter positiver Treatment-Effekt (+5,9%). Wie aber auch für Ost-Deutsche, ist die Analyse nur bedingt aussagekräftig für die alleinige Subgruppen-Analyse von Männern, da sich ein signifikanter Placebo-Test (+10,4%) ergibt, der die kritische Identifikationsannahme für die Gruppe in einer Alleinbetrachtung falsifiziert.

Staatsbürgerschaft Für Beschäftigte ohne deutsche Staatsbürgerschaft ergibt sich zwar ein recht hoher geschätzter positiver Treatment-Effekt (+11,5%), der allerdings nicht signifikant unterscheidbar von null ist, was u.a. auf die kleine Fallzahl zurückzuführen sein könnte. Für Beschäftigte mit deutscher Staatsbürgerschaft ergibt sich ein positiver signifikanter Effekt (+5,2%), der leicht unter dem geschätzten Effekt für die Gesamtstichprobe liegt. Tendenziell zeigt sich aber auch hier, dass diejenigen mit relativ niedrigeren Stundenlöhnen vor der Einführung des Mindestlohnes (hier Beschäftigte ohne deutsche Staatsbürgerschaft) stärker profitieren.

Zusammenfassend lässt sich unter dem Vorbehalt kleiner Fallzahlen festhalten, dass die Einführung des Mindestlohns insbesondere die Lohndynamik von Gruppen positiv beeinflusst hat, die in der Regel einen niedrigeren Lohn erhalten. Dazu gehören geringfügig Beschäftigte, Beschäftigte ohne eine abgeschlossene Ausbildung, Frauen sowie Personen ohne eine deutsche Staatsbürgerschaft. Für Männer als auch Beschäftigte mit Wohnsitz in Ostdeutschland ist die Analyse hingegen nur eingeschränkt belastbar, da sich hier ein Widerspruch mit der Annahme zeigt, dass die Unterschiede in der Lohndynamik von Teilnehmer- und Kontroll-Gruppe zeitlich fix sind.

5.3.3 Effekte auf das monatliche Bruttoarbeitsentgelt

Nachdem gezeigt werden konnte, dass die stündliche Entlohnung (gemessen an der vertraglichen Arbeitszeit) nach Einführung des Mindestlohnes um ca. 4% im ersten Halbjahr 2015 und ungefähr 6,5% bis zum zweiten Quartal 2016 für die Teilnehmer-Gruppe zugenommen hat, soll im nächsten Schritt analysiert werden, wie sich der Mindestlohn auf das monatliche Bruttoarbeitsentgelt ausgewirkt hat. Der genutzte Analyserahmen kann auch für diese Zielvariable genutzt werden. Hierbei gilt es jedoch, die Besonderheiten in den Sozialversicherungsbeiträgen für geringfügig Beschäftigte zu berücksichtigen (siehe dazu Kapitel 3.3). Aus diesem Grund

wird die Analyse von Beginn an getrennt für sozialversicherungspflichtig und geringfügig Beschäftigte durchgeführt. Tabelle 5.4 stellt die Ergebnisse für die Ein-Jahres- (Panel A) und die Zwei-Jahres-Analyse (Panel B) dar. Die Koeffizienten lassen sich analog zu den vorherigen Analysen interpretieren. Wie in Kapitel 5.3.1 werden die Kontrollvariablen sukzessive eingeführt.

Tabelle 5.4: Mindestlohneffekt auf das relative Wachstum von monatlichem Bruttoarbeitsentgelt

	Gesamte Stichprobe		Sozialversicherungs- pflichtig Beschäftigte		Geringfügig Beschäftigte	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Panel A: Ein-Jahres-Analyse						
Stundenlohn < EUR 8,50	10,98*** (1,91)	10,54*** (1,90)	10,81*** (1,91)	12,55*** (1,92)	6,17 (6,92)	4,90 (6,37)
× DiDiD 2014-2015	1,39 (2,69)	1,09 (2,63)	-1,08 (2,76)	-1,75 (2,73)	8,71 (8,80)	8,02 (8,14)
× Placebo 2012-2013	-4,45 (2,71)	-3,63 (2,64)	-5,11* (2,75)	-4,51* (2,69)	-5,16 (8,81)	-4,76 (8,57)
Konstante	7,79*** (1,25)	17,68*** (4,24)	5,92*** (1,26)	12,56*** (4,35)	19,49*** (4,34)	47,41*** (15,71)
Kontrollvariablen						
Jahres-Dummies	ja	Ja	ja	ja	ja	ja
Soziodemo. Informationen		Ja		ja		ja
Beschäftigungscharakteristika		Ja		ja		ja
Veränderung in Beschäftigung		Ja		ja		ja
Beobachtungen	3.523	3.523	2.730	2.730	793	793
Adj. R2	0,022	0,071	0,023	0,058	0,003	0,084
Panel B: Zwei-Jahres-Analyse						
Stundenlohn < EUR 8,50	8,91*** (2,42)	8,24*** (2,42)	7,09*** (2,54)	9,60*** (2,56)	3,92 (6,37)	3,85 (6,37)
× DiDiD 2014-2016	8,70** (3,54)	6,58* (3,40)	5,65 (3,59)	3,54 (3,51)	14,33 (10,00)	13,14 (9,21)
× Placebo 2010-2012	4,15 (3,53)	3,08 (3,46)	5,80 (3,56)	5,29 (3,56)	-8,46 (12,29)	-11,96 (12,01)
Konstante	12,69*** (1,57)	11,63** (5,23)	9,41*** (1,41)	8,00 (5,31)	39,32*** (9,29)	73,18*** (24,69)
Kontrollvariablen						
Jahres-Dummies	ja	Ja	ja	ja	ja	ja
Soziodemo. Informationen		Ja		ja		ja
Beschäftigungscharakteristika		Ja		ja		ja
Veränderung in Beschäftigung		Ja		ja		ja
Beobachtungen	2.874	2.874	2.240	2.240	634	634
Adj. R2	0,027	0,122	0,024	0,078	0,009	0,164

Quelle: SOEPv33, Erhebungsjahre 2010-2016.

Anmerkungen: DiDiD-Regression, robuste Standardabweichung 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), (4) und (6) ist männlich, verheiratet, und hat keine Kinder unter 16 Jahre im Haushalt, ist (ausgenommen in Spalte (6)) Vollzeit beschäftigt und unbefristet im Produktions-Sektor in einer mittelgroßen Firma, hat ein mittleres Bildungsniveau, eine deutsche Staatsbürgerschaft, wohnt in den alten Bundesländern und berichtet keinen Arbeitsplatzwechsel. Alle Koeffizienten in % ausgewiesen. Zur Bestimmung der Teilnehmer-Gruppe wurden vertragliche Stundenlöhne verwendet. Basierend auf den Ein-Jahres- und Zwei-Jahres-Längsschnittstichproben. × induziert einen Interaktionsterm. Die Koeffizienten DiDiD und Placebo müssen deshalb als zusätzliches Wachstum zum Koeffizienten „Stundenlohn < EUR 8,50“ interpretiert werden.

Ein-Jahres-Analyse Panel A in Tabelle 5.4 zeigt, dass in einer gemeinsamen Betrachtung aller abhängig Beschäftigten (Spalte (1) und (2)) als auch in der einzelnen Betrachtung von sozialversicherungspflichtig Beschäftigten (Spalte (3) und (4)) keine Veränderungen in der betrachteten Dynamik eingetreten sind. Zwar ist in der Gruppe von Personen, die einen Stundenlohn von unter 8,50 Euro verdienen, die Dynamik im monatlichen Bruttoarbeitsentgelt über den gesamten Analysezeitraum (2012-2015) höher als in der Kontroll-Gruppe (siehe Koeffizienten „Stundenlohn < EUR 8,50“), sie hat sich im Jahr der Mindestlohneinführung aber nicht verändert (siehe Koeffizienten „DiDiD 2014-2015“).

Die ausbleibenden Effekte bis zum zweiten Quartal 2015 auf das monatliche Arbeitsentgelt müssen in Kombination mit der sich dahinter verbergenden Arbeitszeitentwicklung betrachtet werden, denn die Veränderung des Bruttoarbeitsentgelts setzt sich aus der (logarithmierten) Differenz aus Stundenlohnwachstum und Arbeitszeitveränderung zusammen. Obwohl also die Stundenlöhne gestiegen sind, hat sich im gleichen Zeitraum die vertragliche Arbeitszeit nach Einführung des Mindestlohnes für ebendiese Gruppe um 5,1% im Vergleich zur Kontrollgruppe reduziert (siehe Kapitel A.8 im Anhang). Zudem zeigt sich für die monatlichen Arbeitsentgelte ein signifikanter Placebo-Test. Die Aussagekraft für die kausale Analyse von Veränderungen im Bruttoarbeitsentgelt ist also in dieser Perspektive zusätzlich eingeschränkt.

Innerhalb der geringfügigen Beschäftigung lässt sich, wie in der vorherigen Subgruppenanalyse in Kapitel 5.3.2 (siehe Spalte (5) und (6) in Tabelle 5.4), kein signifikanter Effekt finden. Wie aber auch für sozialversicherungspflichtig Beschäftigte kann eine Reduktion der Arbeitszeit für diese Gruppe im Ein-Jahres-Horizont beobachtet werden (siehe Kapitel A.8 im Anhang). Die in der vorherigen Subgruppen-Analyse identifizierten positiven Stundenlohneffekte können sich demnach nicht auf das monatliche Bruttoarbeitsentgelt übertragen.

Zwei-Jahres-Analyse Der Zwei-Jahres-Horizont wird in Panel B von Tabelle 5.4 dargestellt. Hier zeigt sich für alle mindestlohnberechtigten Beschäftigten-ovB ein positiver schwach signifikanter Treatment-Effekt von rund 6,6%. Dieser lässt sich als Hinweis darauf interpretieren, dass die Mindestlohnreform die Einkommenssituation für gering entlohnte Beschäftigte leicht verbessert hat. Bei einem durchschnittlichen monatlichen Bruttoarbeitsentgelt von 821 Euro (siehe Tabelle A.22) entspricht der Effekt einer Steigerung des monatlichen Einkommens um

$$\frac{\text{Euro}}{\text{Monat}} 821 \times 6,5\% \approx \frac{\text{Euro}}{\text{Monat}} 53.$$

Diese gemeinsame Betrachtung von geringfügig Beschäftigten und sozialversicherungspflichtig Beschäftigten muss aber unter dem Vorbehalt interpretiert werden, dass sich die Anreizstruktur zwischen den Beschäftigungstypen unterscheidet. So haben geringfügig Beschäftigte einen starken Anreiz, ihr Erwerbseinkommen nicht über 450 Euro steigen zu lassen (siehe Kapitel 3.3).

Für sozialversicherungspflichtig Beschäftigte lässt sich zwar ebenfalls ein positiver Treatment-Koeffizient finden („DiDiD 2014-2016“: +3,5%), dieser ist allerdings nicht signifikant. Das Ergebnis muss aber in Verbindung mit den Arbeitszeiteffekten betrachtet werden. Diese haben sich nämlich fast im gleichen Maße für sozialversicherungspflichtige Beschäftigte-ovB reduziert (-4%) wie die Stundenlöhne für diese Gruppe gestiegen sind (+4,5%, siehe Kapitel 5.3.2). Im Ergebnis bleibt das monatliche Erwerbseinkommen nahezu unverändert.

Für die geringfügig Beschäftigten ist die Analyse aufgrund der geringen Fallzahl nur sehr eingeschränkt möglich. Hier ist der Treatment-Effekt von +13,1% wie für die Subpopulation der sozialversicherungspflichtig Beschäftigten ebenfalls insignifikant. Auch für die Dimension der Arbeitszeit ist die Interpretation für diese Gruppe nur eingeschränkt möglich (siehe Kapitel A.8 im Anhang für eine Diskussion).

Analyse für weitere Subgruppen Auch für die Dynamik von monatlichen Bruttoarbeitsentgelten könnte mit Hilfe von Subgruppenanalysen Effektheterogenität untersucht werden. Allerdings ist die Aussagekraft dieser Analyse sehr eingeschränkt. Auch hier müssen geringfügig Beschäftigte und sozialversicherungspflichtig Beschäftigte getrennt voneinander betrachtet werden. Mangels ausreichender Fallzahlen kann für die geringfügig Beschäftigten aber keine weiterführende Analyse getätigt werden. Tabelle A.29 im Anhang betrachtet deshalb ausschließlich die Zwei-Jahres-Subgruppenergebnisse für sozialversicherungspflichtig Beschäftigte. Hier zeigen sich – in Übereinstimmung mit der Basisanalyse – in keiner der betrachteten Subgruppen signifikante Treatment-Effekte.

5.4 Robustheitsanalysen

Im nachfolgenden Kapitel werden die oben dargestellten Effekte hinsichtlich des Lohnwachstums auf ihre Robustheit hin untersucht. Dies geschieht im Hinblick auf zwei Faktoren. Erstens unterliegen die Informationen von Arbeitszeit und monatlichem Bruttoarbeitsentgelt, die einerseits zur Treatment-Identifikation und andererseits als Zielvariable genutzt werden, möglichen Messfehlern (siehe hierzu Kapitel 3.3). Zweitens, muss bei dem genutzten DiDiD-Ansatz

angenommen werden, dass die Kontroll-Gruppe – Personen mit einer Entlohnung zwischen 8,50 Euro und 10,00 Euro – nicht durch den Mindestlohn beeinflusst wurde, dass also keine sogenannten „Spillover-Effekte“ aufgetreten sind. Beide für die Analyse kritischen Punkte werden nachfolgend adressiert, um die Belastbarkeit der oben dargestellten Ergebnisse abzuschätzen.

5.4.1 Definition Treatment- und Kontrollgruppe

Sowohl die im SOEP angegebenen geleisteten Arbeitsstunden als auch das monatliche Bruttoarbeitsentgelt können mit Messfehlern behaftet sein. Da diese zur Bestimmung der Stundenlöhne verwendet werden, könnte nicht nur die Zielvariable der Analyse fehlerbehaftet sein, auch könnten Personen einem Lohnsegment zugeordnet werden, das ihrem wahren Lohn widerspricht. Die oben diskutierten Effekte könnten dadurch in eine unbekanntere Richtung verzerrt sein. Tabelle 5.5 stellt aus diesem Grund vier Robustheitstests jeweils für die Ein- und Zwei-Jahres-Analyse (Panel A und B) des vertraglichen Stundenlohnwachstums dar. Die dargestellten Spezifikationen nutzen alle oben definierten Kontrollvariablen. Auf eine Darstellung der Analyse der tatsächlichen Stundenlöhne wird verzichtet, da in allen Tests äquivalente Ergebnisse erzielt werden.

Ausschluss Sicherheitsband um Mindestlohn Da das Treatment eine binäre Größe ist (ja oder nein), sind Messfehler besonders kritisch, wenn Personen in Folge dessen einem falschen Teilnahmezustand zugeordnet werden. Die Wahrscheinlichkeit hierfür dürfte für diejenigen Personen am größten sein, die laut den auf ihren Angaben berechneten Löhnen nahe der Mindestlohnschwelle entlohnt werden. Aus diesem Grund werden in Spalte (2) Personen, deren Lohn innerhalb eines Sicherheitsbands um den Mindestlohn von $EUR\ 8,50 \pm 5,0\% * EUR\ 8,50$ liegt, ausgeschlossen. Die gemessenen Effekte von 5,2% für die Ein-Jahres- bzw. 7,4% für die Zwei-Jahres-Analyse sind etwas stärker als die Effekte der dazugehörigen Basisschätzung, die als Referenz in Spalte (1) von Tabelle 5.5 aufgeführt ist. Der etwas größere Effekt ist auch zu erwarten, da die ausgeschlossenen Personen innerhalb der Teilnehmer-Gruppe bereits vor der Einführung am nächsten am Mindestlohn lagen und damit der geringste Anpassungsbedarf bestand. Dies deutet daraufhin, dass die Analyse relativ robust gegenüber fehlerhaften Zuordnungen in Teilnehmer- und Kontrollgruppe ist.

Ausschluss niedriger Stundenlöhne in t Messungenauigkeiten können auch sehr niedrige Stundenlöhne zur Folge haben, z.B. wenn das Arbeitsentgelt unter- und Arbeitsstunden überschätzt werden. Daher werden nachfolgend Personen ausgeschlossen, die in der Periode vor der Einführung einen Stundenlohn von unter 5 Euro berichten (siehe Spalte (3)). Auch hier zeigt sich, dass sich die identifizierten Treatment-Effekte auf 4,8% in der Ein-Jahres- bzw. 7,3% in der Zwei-Jahres-Analyse leicht erhöhen. Sehr niedrig entlohnte Beschäftigte scheinen den Treatment-Effekt also Richtung null zu verzerren, da sie fälschlicherweise der Treatment-Gruppe zugeordnet wurden. Dies hat jedoch auf den identifizierten Effekt nur geringe Konsequenzen.

Tabelle 5.5: Robustheit der Regressionsanalyse mit Bezug auf Messfehler

	Gesamte Stichprobe	5,0%-Band	Lohn in t > EUR 5,00	Lohn in $t+1$ bzw. $t+2$ > EUR 5,00	Stunden > 20 h/Woche
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Panel A: Ein-Jahres-Analyse					
Lohn < EUR 8,50	12,49*** (1,59)	14,77*** (1,86)	9,12*** (1,55)	13,22*** (1,57)	12,58*** (1,71)
DiDiD 2014-2015	3,96* (2,11)	5,21** (2,42)	4,78** (2,09)	4,66** (2,03)	2,36 (2,32)
Placebo 2012-2013	-1,42 (2,17)	-0,85 (2,54)	-2,30 (2,10)	-0,52 (2,11)	-1,55 (2,36)
Konstante	7,31** (3,45)	8,57** (4,04)	8,12** (3,33)	16,16*** (3,10)	13,04*** (3,68)
Kontrollvariablen: Jahres-Dummies, Soziodemo. Information, Beschäftigungscharakteristika, Veränderung in Beschäftigung					
Beobachtungen	Ja 3.523	ja 2.740	ja 3.273	ja 3.364	ja 2.667
Adj. R2	0,085	0,097	0,079	0,114	0,128
Panel B: Zwei-Jahres-Analyse					
Lohn < EUR 8,50	12,93*** (1,94)	17,06*** (2,17)	9,04*** (1,96)	15,63*** (1,83)	11,18*** (2,18)
DiDiD 2014-2016	6,47** (2,68)	7,38** (2,93)	7,32*** (2,68)	3,75 (2,49)	5,42* (2,99)
Placebo 2010-2012	2,07 (2,59)	2,18 (2,89)	2,72 (2,57)	0,93 (2,45)	2,44 (2,87)
Konstante	7,36* (4,12)	10,51** (4,60)	10,02** (4,10)	19,81*** (3,57)	13,15*** (4,31)
Kontrollvariablen: Jahres-Dummies, Soziodemo. Informationen, Beschäftigungscharakteristika, Veränderung in Beschäftigung					
Beobachtungen	Ja 2.874	ja 2.249	ja 2.667	ja 2.762	ja 2.183
Adj. R2	0,098	0,130	0,086	0,135	0,111

Quelle: SOEPv33, Erhebungsjahre 2010-2016.

Anmerkungen: DiDiD-Regression, robuste Standardabweichung 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 in % ausgewiesen. „Gesamte Stichprobe“ basiert auf Spalte (3) in Tabelle 5.2. Alle Schätzungen basieren auf der Längsschnittstichprobe.

Ausschluss niedriger Stundenlöhne in $t+1$ und $t+2$ Nicht nur in der Referenzperiode t können fehlerhafte Stundenlöhne berichtet werden. Die Robustheitsanalyse wird deswegen dahingehend wiederholt, Beschäftigte von der Analyse auszuschließen, die in der Periode $t+1$ (Ein-Jahres-Analyse) bzw. $t+2$ (Zwei-Jahres-Analyse) einen Stundenlohn kleiner als 5 Euro berichten

(siehe Spalte (4)). Erneut bleibt der Effekt in der Ein-Jahres-Analyse robust. In der Zwei-Jahres-Analyse sinkt die Effektstärke jedoch auf 3,8%.

Ausschluss niedriger Arbeitszeiten Zuletzt soll berücksichtigt werden, dass insbesondere die Arbeitszeitinformatoren von geringfügigen Beschäftigten mit Messfehlern behaftet sein können. Dies kann zum Beispiel darauf zurückgeführt werden, dass geringfügig Beschäftigte bzw. Teilzeitbeschäftigte sehr flexibel eingesetzt werden. Die Diskrepanz zwischen monatlichem Bruttoarbeitsentgelt und durchschnittlicher Arbeitszeit liegt also höher. Deshalb werden nachfolgend Personen von der Analyse ausgeschlossen, die in t weniger als 20 Stunden pro Woche arbeiten. Die dazugehörigen Ergebnisse sind in Spezifikation (5) dargestellt. In der Ein-Jahres-Analyse ist der Koeffizient auf 2,2% gesunken und statistisch insignifikant. Auch in der Zwei-Jahres-Analyse verliert der Effekt an Größe (5,4%) und Signifikanz. Dies bestätigt jedoch das Bild aus Kapitel 5.3.2, dass geringfügig Beschäftigte den Effekt antreiben.

Tabelle A.30 im Anhang wiederholt die Robustheitsanalysen mit Bezug auf Messfehler für sozialversicherungspflichtig Beschäftigte mit dem monatlichen Bruttoarbeitsentgelt als Zielvariable. Hier zeigen sich analog zu den Ergebnissen der Hauptanalyse in Tabelle 5.4 keine signifikanten Effekte für die Ein-Jahres- als auch Zwei-Jahres-Analyse. Messfehler ändern also auch hier die generelle Aussage der Ergebnisse nicht.

5.4.2 Spillover-Effekte

Die kausale Identifikation beruht auf der Annahme, dass die Einführung des gesetzlichen Mindestlohns für die gewählte Kontroll-Gruppe keine Effekte zur Folge hat. Dem stehen jedoch mögliche Spillover-Effekte entgegen, die in empirischen Analysen z.B. für die USA oder Deutschland identifiziert wurden (siehe z.B. Lee, 1999, Neumark et al., 2004; Dickens und Manning, 2004; Aretz et al., 2013; Autor et al., 2016). Diese bezeichnen indirekte Effekte von Mindestlöhnen auf höhere Lohngruppen, die zwar vornehmlich in der langen Frist zu erwarten sind, kurzfristig aber nicht ausgeschlossen werden können.

A priori ist die Richtung von Spillover-Effekten unklar. Auf der einen Seite können durch die steigenden Lohnkosten im unteren Lohnsegment Löhne für Mitarbeiter in höheren Lohnsegmenten sinken, um die erhöhten Lohnkosten zu kompensieren. Allerdings sind Lohnkürzungen für bereits angestellte Beschäftigte selten und nur bedingt durchsetzbar. Negative Spillover-Effekte (auch Kompressions-Effekte genannt) sind deshalb vor allem mit Neueinstellungen verbunden und eher in einer längeren Frist zu erwarten. Auf der anderen Seite können Löhne

auch für Beschäftigte oberhalb des Mindestlohnes steigen, wenn ArbeitgeberInnen die Lohnstruktur innerhalb eines Betriebes erhalten wollen. Daten des IAB-Betriebspanels deuten bereits darauf hin. 14 Prozent aller befragten Betriebe, die 2014 Beschäftigte mit Stundenlöhnen unter 8,50 Euro hatten, berichten, dass sie Stundenlöhne auch für höher Entlohnte im Zuge der Mindestlohneinführung erhöht haben (Mindestlohnkommission, 2016). Die oben diskutierten Effekte auf das Lohnwachstum wären dann unterschätzt, da die Kontroll-Gruppe das kontrafaktische Szenario nicht korrekt darstellt.

Die vorliegende Literatur legt nahe, dass Spillover-Effekte vor allem nahe der Mindestlohngrenze auftreten. Deswegen wird die Kontroll-Gruppe mit einer zweiten, alternativen Kontroll-Gruppe verglichen, nämlich Beschäftigte mit Stundenlöhnen oberhalb von 10,00 Euro. Wenn die Lohngruppe von 8,50 Euro bis 10,00 Euro nicht vom Mindestlohn betroffen war, sollten keine Unterschiede in der Veränderung des Lohnwachstums zwischen der Kontroll-Gruppe und der zusätzlichen Gruppe zu beobachten sein. Allerdings gilt wie zuvor, dass diese neue Kontroll-Gruppe möglichst ähnlich der Untersuchungsgruppe sein sollte, weshalb sie auf Beschäftigte mit Löhnen zwischen 10,00 Euro und 11,50 Euro eingeschränkt wird. Tabelle 5.6 fasst die beschriebenen Tests zusammen. Es werden die Resultate in der Ein- und Zwei-Jahres-Perspektive für vertragliche Stundenlöhne dargestellt.

Wird die Schätzung um die oben definierte Gruppe erweitert, verändern sich die Ergebnisse bzgl. des Treatment-Effekts der originären Teilnehmer-Gruppe kaum. Zwischen 2014 und 2015 kommt es zu einem signifikanten positiven Treatment-Effekt in der Ein-Jahres-Analyse (siehe Spalte (1) und (2)). Für die Zwei-Jahres-Analyse verliert der Treatment-Effekt zwar seine Signifikanz, die Höhe des Effekts ist aber nach wie vor vergleichbar mit der Basisschätzung (siehe Spalte (3) und (4)).

Tabelle 5.6: Robustheit: Spillover-Effekte auf vertragliche Stundenlöhne

	Δ Vertragliche Stundenlöhne			
	Ein-Jahres-Analyse		Zwei-Jahres-Analyse	
	(1)	(2)	(3)	(4)
Ein-Jahres-Analyse				
Lohn < EUR 8,50	10,83***	12,56***		
	(1,57)	(1,58)		
× DiDiD 2014-2015	4,01*	4,00*		
	(2,14)	(2,11)		
× Placebo 2012-2013	-2,21	-1,45		
	(2,19)	(2,17)		
EUR 10 < Lohn < EUR 11,5	-1,76	-2,93**		
	(1,43)	(1,42)		
× Spillover DiDiD 2014-2015	-0,04	-0,02		
	(1,92)	(1,88)		
× Spillover Placebo 2012-2013	1,28	1,96		
	(1,95)	(1,94)		
Zwei-Jahres-Analyse				
Lohn < EUR 8,50			18,67***	21,41***
			(3,11)	(3,10)
× DiDiD 2014-2016			8,28*	6,48
			(4,53)	(4,44)
× Placebo 2010-2012			1,94	1,25
			(4,10)	(4,02)
EUR 10 < Lohn < EUR 11,5			-3,04	-2,90
			(2,17)	(2,22)
× Spillover DiDiD 2014-2016			0,56	-0,91
			(3,15)	(3,16)
× Spillover Placebo 2010-2012			3,71	3,05
			(2,88)	(2,88)
Konstante	7,16***	6,94**	15,79***	21,59***
	(1,02)	(2,88)	(1,69)	(4,71)
Kontrollvariablen				
Jahres-Dummies	Ja	ja	ja	ja
Soziodemo. Informationen		ja		ja
Beschäftigungscharakteristika		ja		ja
Veränderung in Beschäftigung		ja		ja
Beobachtungen	4.927	4.927	4.036	4.036
Adj. R2	0,052	0,089	0,061	0,103

Quelle: SOEPv33, Erhebungsjahre 2010-2016.

Anmerkungen: DiDiD-Regression, robuste Standardabweichung in Klammern, auf Personenebene geclustert mit * $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$. Es werden keine Hochrechnungsfaktoren genutzt. Basierend auf der Längsschnittstichprobe. × induziert einen Interaktionsterm. Die Koeffizienten DiDiD und Placebo müssen deshalb als zusätzliches Wachstum zum Koeffizienten „Stundenlohn < EUR 8,50“ interpretiert werden. Gleiches gilt für die Koeffizienten „Spillover DiDiD“ und „Spillover Placebo“ die als zusätzliches Wachstum zum Koeffizienten „EUR 10 < Stundenlohn < EUR 11,5“ interpretiert werden müssen.

Zwischen Beschäftigten mit Stundenlöhnen von 8,50 Euro bis 10,00 Euro und 10,00 Euro bis 11,50 Euro kann lediglich ein geringfügiger Unterschied bezüglich der generellen Lohndynamik gefunden werden (siehe Koeffizient „EUR 10 < Lohn < EUR 11,5“). Diese Unterschiede haben sich jedoch über den gesamten betrachteten Zeitraum nicht verändert (siehe Koeffizienten „Spillover DiDiD“ und „Spillover Placebo“). Dies gilt für die Ein-Jahres- als auch Zwei-Jahres-Betrachtung. Die Untersuchung deutet somit nicht auf die Existenz signifikanter Spillover-Effekte hin. Wird die alternative Gruppe erweitert auf beispielsweise Beschäftigte mit Löhnen bis zu 13,00 Euro verändert sich dieses Ergebnis qualitativ nicht. Auch eine Übertragung der Tests auf die Veränderung von tatsächlichen Stundenlöhnen kann nur marginale Veränderungen in den Effekten identifizieren. Die deskriptive Evidenz des Betriebspanels (Mindestlohnkommission, 2016) kann somit nicht bestätigt werden. Unter Umständen fallen die Effekte zu klein aus, um sie mit Hilfe der hier verwendeten Daten identifizieren zu können.

Tabelle A.31 im Anhang wiederholt diese Analyse für das monatliche Bruttoarbeitsentgelt der sozialversicherungspflichtig Beschäftigten. Auch hier lässt sich keine Evidenz für Spillover-Effekte identifizieren.

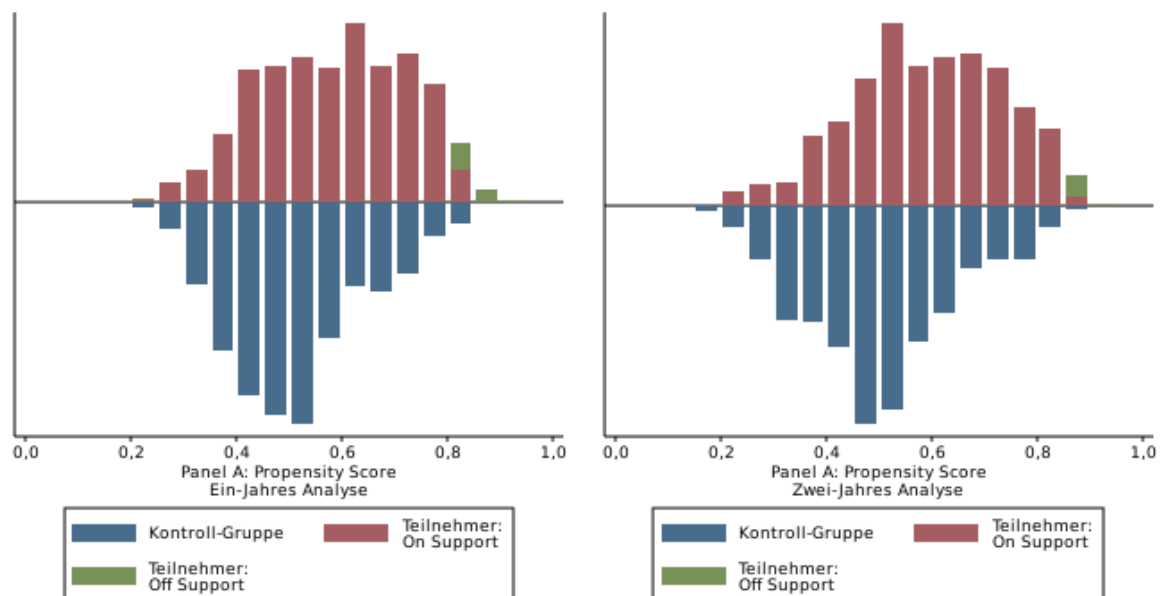
5.4.3 Matching Ansatz

Als alternative Analyseverfahren kann der Propensity-Score-Matching-Ansatz verwendet werden, um zu testen, ob in der Hauptspezifikation die Unterschiede in der Teilnehmer- und Kontrollgruppe bereits ausreichend kontrolliert werden. Die grundlegende Idee des Matching-Ansatzes ist es, den Individuen aus der Teilnehmer-Gruppe Individuen der Kontrollgruppe zuzuordnen, die vor der Mindestlohneinführung in allen relevanten Merkmalen möglichst ähnlich sind („statistische Zwillinge“). Als relevante Merkmale gelten die soziodemografischen Informationen und Beschäftigungscharakteristika, die bereits in der Regressionsanalyse als Kontrollvariablen verwendet wurden. Hierbei wird zunächst für alle Beobachtungen gegeben der beobachteten Charakteristika eine Teilnahmewahrscheinlichkeit geschätzt („Propensity Score“, kurz PS). Basierend auf den individuellen PS wird die Kontrollgruppe so gewichtet, dass eine Vergleichbarkeit der beiden Gruppen in ihren Charakteristika-Verteilungen erreicht wird. Individuen aus der Kontrollgruppe, die den TeilnehmerInnen hinsichtlich der berücksichtigten

beobachtbaren Charakteristika sehr ähnlich sind, sollen hierbei ein relativ hohes Gewicht erhalten (Rosenbaum und Rubin, 1983). Mit Hilfe der berechneten Gewichte kann die DiDiD Regression dann wiederholt werden.²⁸

Abbildung 5.1 stellt die Verteilung der berechneten PS der Teilnehmer- und Kontroll-Gruppen im Jahr 2014 dar. Panel A und B korrespondieren zu den Ein-Jahres- und Zwei-Jahres-Analysen. Der PS der Individuen wurde basierend auf den soziodemografischen Informationen und Beschäftigungscharakteristika berechnet, die in der Hauptspezifikation kontrolliert werden. Die Verteilungen der PS für beide Gruppen sind jeweils sehr symmetrisch, wobei die Teilnehmer-Gruppe wie erwartet höhere PS aufweisen. Um sicher zu gehen, dass nur Individuen mit ähnlichen Wahrscheinlichkeiten verglichen werden, werden TeilnehmerInnen aus der Analyse ausgeschlossen, die einen PS über (unter) dem maximalen (minimalen) Wert des PS in der Kontroll-Gruppe haben. Hierdurch wird sichergestellt, dass der Common Support eingehalten wird.²⁹

Abbildung 5.1: Verteilung der Propensity Scores für 2014



Quelle: SOEPv33, Erhebungsjahr 2014. Basierend auf der Ein-Jahres- und Zwei-Jahres-Längsschnittstichprobe.

In Tabelle 5.7 werden die Ergebnisse der Matching Analyse für die vertraglichen Stundenlöhne zusammengefasst. Bei der Implementierung des PS Matchings gibt es verschiedene Verfahren,

²⁸ Eine technische Erläuterung des Matching-Ansatzes enthält der technische Anhang B.11.

²⁹ Der Common Support ist derjenige Wertebereich des PS, für den es sowohl in der Teilnehmer- als auch in der Kontrollgruppe Beobachtungen gibt.

die sich bezüglich der Berechnung der Gewichte unterscheiden. Zum Beispiel können unterschiedliche Kernel Funktionen oder unterschiedliche Bandbreite-Parameter verwendet werden (siehe Caliendo und Kopeinig, (2008) für eine ausführliche Diskussion der verschiedenen Möglichkeiten). In dieser Analyse wurde Kernel Matching mit dem Kerneltyp Epanechnikov und der Bandbreite 0,06 als Matching Algorithmus verwendet.³⁰ Die Ergebnisse sind bezüglich Kernel Funktionen und Bandbreite-Parametern sehr robust.³¹ Spalte (1) betrachtet die Ein-Jahres-Analyse und Spalte (2) die Zwei-Jahres-Analyse. Wie sich in der Zeile „Davon Off Support“ zeigt, wurden nur wenige Personen aus der Analyse ausgeschlossen, weil sie sich nicht im Common Support befinden.

³⁰ Der Kerneltyp spezifiziert die genaue mathematische Berechnung der Gewichtung. Details hierzu enthält der technische Anhang B.11.

³¹ Es wurden alternativ die Bandbreiten 0,02 und 0,2 und die Gauß'sche Kernelfunktion betrachtet. Die Ergebnisse bleiben robust.

Tabelle 5.7: Robustheit: Propensity Score Matching – Mindestlohneffekt auf das relative Wachstum der vertraglichen Stundenlöhne

	(1)	(2)
Ein-Jahres-Analyse		
DiDiD 2014-2015	3,81 (3,39)	
Placebo 2012-2013	-2,50 (3,50)	
Zwei-Jahres-Analyse		
DiDiD 2014-2016		7,60* (4,17)
Placebo 2010-2012		1,66 (3,83)
Konstante	14,12*** (4,37)	19,91*** (5,19)
Beobachtungen	3.523	2.874
Davon Off Support	74	46
Mean Bias Unmatched in %	10,44	11,52
Mean Bias Matched in %	1,94	2,46
Alle Kontrollvariablen:		
Jahres-Dummies, Soziodemo.		
Informationen, Beschäfti-		
gungscharakteristika	Ja	Ja
Matching Algorithmus	Kernel	Kernel

Quelle: SOEPv33, Erhebungsjahre 2010-2016.

Anmerkungen: Propensity Score Matching, bootstrapped Standardabweichung in Klammern, auf Personenebene geclustert mit * $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$. Es werden keine Hochrechnungsfaktoren genutzt. Es wurde Kernel Matching mit dem Kerneltyp Epanechnikov und Bandbreite 0,06 als Matching Algorithmus verwendet. 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 in % ausgewiesen. Basierend auf der Längsschnittstichprobe.

Der Treatmenteffekt ist in der ersten Zeile ausgewiesen (vergleiche den Koeffizienten von „DiDiD 2014-2015“). Es zeigt sich für die Ein-Jahres-Analyse ein Effekt von 3,8%, welcher allerdings auf keinem gängigen Niveau signifikant ist. Des Weiteren ist die durchschnittliche standardisierte Differenz zwischen den beiden Gruppen vor und nach der Matching Analyse in den Zeilen „Mean Bias Unmatched“ und „Mean Bias Matched“ dargestellt. In der Ein-Jahres-Analyse sinkt die standardisierte Differenz im Durchschnitt von ca. 10% auf 2%, was darauf hindeutet, dass die durchschnittliche standardisierte Differenz zwischen der Teilnehmer- und Kontroll-Gruppe durch das Matching Verfahren erfolgreich verringert wurde und die beiden Gruppen in den beobachteten Charakteristika nach dem Matching sehr ähnlich sind.

In der Zwei-Jahres-Analyse liegt der Treatment-Effekt bei rund 7,6% und ist auf dem 10% Niveau signifikant von Null verschieden. Auch hier hat sich die durchschnittliche standardisierte

Differenz der beiden Gruppen von ca. 11% auf 2% verringert. Dieser Effekt ist nur ein wenig höher als in der Hauptspezifikation und deutet darauf hin, dass bereits die DiDiD Hauptspezifikation erfolgreich für die Unterschiede der Teilnehmer- und Kontrollgruppe kontrolliert.

Abbildung A.27 und Tabelle A.32 im Anhang wiederholen die Analyse für die tatsächlichen Stundenlöhne und für das monatliche Bruttoarbeitsentgelt, wobei bei der Analyse für das monatliche Bruttoarbeitsentgelt nur sozialversicherungspflichtig Beschäftigte betrachtet werden. Für beide Zielvariablen zeigen sich zwischen 2014 und 2016 robuste Effektgrößen im Vergleich zu den Ergebnissen der DiDiD-Analyse in Kapitel 5.3, allerdings ist der Effekt auf die tatsächlichen Stundenlöhne nicht signifikant.

Insgesamt zeigen sich also robuste Effekte, was darauf hindeutet, dass die Hauptspezifikation in Tabelle 5.2 die Unterschiede der Teilnehmer- und Kontrollgruppe bereits erfolgreich kontrolliert.

5.4.4 Selektionsmodelle

In den angewandten Regressionsanalysen kann es zu verzerrten Schätzern kommen, wenn spezifische Gruppen unterschiedlich häufig aufgrund des Mindestlohnes aus der Stichprobe herausfallen, also aus dem Kreis der anspruchsberechtigten Beschäftigten wegen Beendigung des Erwerbsverhältnisses. Zwar konnten in der kurzen Frist nur geringe Beschäftigungseffekte identifiziert werden (Bossler und Gerner, 2016; Garloff, 2016; Caliendo et al., 2017b; Bonin et al., 2018), final ausschließen lassen sich derartige Prozesse für die verwendete Stichprobe jedoch nicht.

Deskriptiv konnte jedoch bereits in der oben durchgeführten Analyse der Einfluss der Mindestlohneinführung auf den Beschäftigungsstatus mit Hilfe von Übergangsmatrizen untersucht werden. In Übereinstimmung mit der bisherigen Literatur zeigt sich auch dort, dass sich die Arbeitslosigkeitswahrscheinlichkeit nach der Mindestlohneinführung kaum verändert hat (siehe Kapitel 4.4). Übergangsmatrizen können jedoch keine Veränderungen in der Zusammensetzung der Stichprobe berücksichtigen. Als zusätzliche Evidenz möglicher Selektion in Arbeitslosigkeit sollen deswegen individuelle Weiterbeschäftigungswahrscheinlichkeiten geschätzt werden. Dadurch kann eruiert werden, ob der Mindestlohn tatsächlich keine Selektion in dieser Hinsicht ausgelöst hat. Konkret wird nachfolgend untersucht, wie sich die Wahrscheinlichkeit, arbeitslos zu werden, nach der Einführung (in den Jahren 2015 bzw. 2016) für

Personen entwickelt hat, die 2014 unterhalb des gesetzlichen Mindestlohnes entlohnt wurden. Dafür wird, wie oben, ein DiDiD Ansatz nach dem Vorbild Stewarts (2004) verwendet, bei dem Beschäftigte mit einer Entlohnung unter 8,50 Euro pro Stunde mit Beschäftigten verglichen werden, die eine Entlohnung über dem Mindestlohn hatten (Stundenlohn 8,50 Euro bis 10,00 Euro). Da sich aber die Weiterbeschäftigungswahrscheinlichkeit generell mit dem Lohn erhöht, wird wie in der oben dargestellten Kausalanalyse zusätzlich ein Zeitraum vor der Mindestlohnreform berücksichtigt.

Tabelle 5.8 zeigt die Ergebnisse des dazugehörigen Probit-Modells. Dieses schätzt in Abhängigkeit des Lohnniveaus in t die Wahrscheinlichkeit, auch in $t + 1$ (Spalte (1) bis (3)) bzw. $t + 2$ (Spalte (4) bis (6)) beschäftigt zu sein. Die Stichprobe der obigen Analyse wird deshalb um Beobachtungen ergänzt, die in t mindestlohnberechtigten waren bzw. keinem vorrangigen Branchenmindestlohn unterlagen, in $t + 1$ bzw. $t + 2$ aber als nicht-beschäftigt identifiziert werden. Um die Analyse so allgemein wie möglich zu halten, wird nicht dafür konditioniert, ob diese Individuen aktiv Arbeit suchen.³² Geschätzt wird die Weiterbeschäftigungswahrscheinlichkeit in Abhängigkeit der in Kapitel 5.3 genutzten sozio-demografischen und arbeitsplatzbeschreibenden Charakteristika.

³² Diese Gruppe steht nicht im direkten Bezug zu Tabelle 3.1. Beobachtungen, die bereits vorher aus der Stichprobe herausgenommen werden mussten, sind ebenfalls Teil dieser Subgruppe.

Tabelle 5.8: Effekt auf die Weiterbeschäftigungswahrscheinlichkeit

	Ein-Jahres-Analyse			Zwei-Jahres-Analyse		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Ein-Jahres-Analyse						
Stundenlohn < EUR 8,50	-0,31*** (0,09)	-0,30*** (0,09)	-0,21** (0,09)			
DiDiD 2014-2015	-0,05 (0,13)	-0,05 (0,13)	-0,07 (0,13)			
Placebo 2012-2013	0,03 (0,13)	0,03 (0,13)	-0,01 (0,13)			
Zwei-Jahres-Analyse						
Stundenlohn < EUR 8,50				-0,25*** (0,09)	-0,24*** (0,09)	-0,21** (0,10)
DiDiD 2014-2016				-0,08 (0,14)	-0,07 (0,14)	-0,07 (0,14)
Placebo 2010-2012				0,16 (0,13)	0,17 (0,13)	0,18 (0,14)
Konstante	1,30*** (0,07)	0,86*** (0,14)	1,06*** (0,16)	1,15*** (0,08)	1,15*** (0,16)	1,31*** (0,17)
Kontrollvariablen						
Jahres-Dummies	ja	ja	ja	ja	ja	ja
Soziodemografische Informationen		ja	ja		ja	ja
Beschäftigungscharakteristika			ja			ja
Beobachtungen	4.146	4.146	4.146	3.376	3.376	3.376
Adj. R2	0,012	0,022	0,052	0,008	0,017	0,029

Quelle: SOEPv33, Erhebungsjahre 2010-2016.

Anmerkungen: Probit Regression, robuste Standardabweichung 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 und 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 in % ausgewiesen. Zur Bestimmung der Teilnehmer-Gruppe wurden vertragliche Stundenlöhne verwendet. Basierend auf der Längsschnittstichprobe.

Weder in der Ein-Jahres- noch in der Zwei-Jahres-Analyse kann eine signifikante Veränderung der Weiterbeschäftigungswahrscheinlichkeit festgestellt werden. In allen Spezifikationen ist der DiDiD-Koeffizient nicht signifikant unterschiedlich von Null. Es kann jedoch in Übereinstimmung mit den Erwartungen (Stewart, 2004) beobachtet werden, dass Beschäftigte mit Stundenlöhnen unter 8,50 Euro eine generell höhere Wahrscheinlichkeit haben, ihre Arbeitsstelle zu verlieren als in der Kontroll-Gruppe. Dies ist für die Kausalanalyse aber nicht kritisch, da die Unterschiede bezüglich der Weiterbeschäftigungswahrscheinlichkeit durch den gewählten DiDiD-Ansatz berücksichtigt werden. Zusammenfassend kann also festgehalten werden, dass der Mindestlohn keine Selektion ausgelöst hat. Dafür korrigierende Methoden, wie das Heckman-Selektionsmodell (Heckman, 1979), sind somit nicht notwendig.

5.4.5 Regionale Eingriffsintensität

Alternativ zu dem gewählten Ansatz, die Teilnehmer-Gruppe direkt über den individuellen Stundenlohn in t zu identifizieren, könnte die regionale Eingriffstiefe verwendet werden. Innerhalb Deutschlands variieren die Lohnniveaus, sodass der gesetzliche Mindestlohn trotz seiner universellen nominalen Höhe, Regionen unterschiedlich stark beeinflusst. Dieser sogenannte „Biss“ wird insbesondere zur Evaluation von Beschäftigungseffekten genutzt (siehe Card, 1992; Garloff, 2016; Caliendo et al., 2017b; Bonin et al., 2018), kann aber auch zur Analyse von Lohneffekten herangezogen werden (Caliendo et al., 2017a). Hier können aber keine weiterführenden Erkenntnisse gewonnen werden. Der Wohnsitz und die Lohnhöhe korrelieren sehr stark miteinander, sodass die Variation zwischen individueller und regionaler Reforminzidenz nicht ausreicht, dezidierte Aussagen treffen zu können. Weil jedoch vor allem ostdeutsche Regionen den Anteil an Beschäftigten mit Stundenlöhnen unter 8,50 Euro erfüllen, sind die erzielten Aussagen prinzipiell auch mit einer Subgruppenanalyse zu erzielen. Die detaillierten Ergebnisse sind in Kapitel A.9 im Anhang dargestellt.

5.5 Zusammenfassung der wichtigsten Ergebnisse

Die Ergebnisse der kausalen Analyse, die den Effekt der Mindestlohneinführung auf das Lohnwachstum der mindestlohnberechtigten Beschäftigten-ovB bestimmt, lassen sich für den hier betrachteten Analyserahmen wie folgt zusammenfassen: Das individuelle Lohnwachstum von niedrig entlohnten Beschäftigten mit Mindestlohnanspruch-ovB nach MiLoG unterliegt insgesamt einer hohen positiven Dynamik, die durch den gesetzlichen Mindestlohn noch erhöht wurde. Die durchschnittlichen vertraglichen Stundenlöhne stiegen für mindestlohnberechtigte Beschäftigte-ovB, die im Jahr 2014 einen Stundenlohn von unter 8,50 Euro hatten, im Jahr 2015 zunächst um zusätzlich 4% an. Betrachtet man die Veränderung von 2014 nach 2016 ergibt sich ein Treatment-Effekt von etwa 6,5%. Umgerechnet bedeutet das, dass die Teilnehmer-Gruppe zwischen 2014 und 2016 durch die Mindestlohneinführung einen zusätzlichen Lohnzuwachs von 0,50 Euro erhalten hat. Für die tatsächlichen Stundenlöhne werden ähnliche Effekte auf einem leicht niedrigeren Niveau identifiziert. Zwischen 2014 und 2015 sind die tatsächlichen Löhne aufgrund des Mindestlohns um ungefähr 3,6% gestiegen; von 2014 nach 2016 um 5,1%.

Der Effekt des Mindestlohnes auf das Lohnwachstum konnte zudem hinsichtlich seiner Heterogenität analysiert werden. Es zeigt sich, dass insbesondere diejenigen Personengruppen mit

den durchschnittlich niedrigsten Stundenlöhnen in der Teilnehmer-Gruppe tendenziell größere Effekte zu verzeichnen haben. So zeigt sich ein relativ hoher, positiver Effekt auf Beschäftigte ohne Ausbildung. Auch für Beschäftigte ohne deutsche Staatsbürgerschaft ergeben sich tendenziell höhere Effekte, die allerdings nicht statistisch signifikant sind. Die Robustheitsanalyse deutet jedoch darauf hin, dass Messfehler die Schätzungen Richtung null verzerren könnten. Die Schätzungen stellen somit eine untere Grenze des Mindestlohneffektes dar. Allerdings gilt auch mit dieser Einschränkung, dass die Effekte auf die Stundenlöhne unter den Erwartungen bleiben.

Für das monatliche Bruttoarbeitsentgelt können in der Ein-Jahres-Perspektive keine signifikanten Effekte identifiziert werden. Dies muss jedoch in Verbindung mit den sinkenden vertraglich vereinbarten Arbeitsstunden betrachtet werden. Es zeigt sich, dass die Arbeitszeit im gleichen Maße gesunken ist wie die Stundenlöhne gestiegen sind. In der Summe blieben die monatlichen Bruttoarbeitsentgelte von mindestlohnberechtigten Beschäftigten-ovB mit Stundenlöhnen unter 8,50 Euro 2014 im Durchschnitt daher gleich. Zudem induziert der Placebo-Test in der Ein-Jahres-Analyse für sozialversicherungspflichtig Beschäftigte einen Widerspruch mit der Annahme zeitlicher konstanter Unterschiede zwischen Teilnehmer- und Kontroll-Gruppe. Dieser Test ist allerdings nicht robust. Er kann beispielsweise in einer linearen Spezifikation oder einer Zwei-Jahres-Analyse nicht identifiziert werden. In der zweijährigen Perspektive zeigt sich für alle Beschäftigten in einer gemeinsamen Betrachtung ein positiver Effekt auf das monatliche Bruttoarbeitsentgelt, der jedoch vor allem von geringfügig Beschäftigten getrieben wird. Für sozialversicherungspflichtig Beschäftigte ergibt sich in einer gruppenspezifischen Betrachtung kein signifikanter Effekt. Das durch den Mindestlohn induzierte zusätzliche Lohnwachstum von 4,5% wird auch in der Zwei-Jahres-Perspektive durch eine Reduktion in der Arbeitszeit von ungefähr 4% nivelliert. Eine Subgruppenanalyse für sozialversicherungspflichtig Beschäftigte konnte zudem nur unter Vorbehalt der kleinen Fallzahlen getroffen werden. Eine detaillierte Analyse der geringfügig Beschäftigten war nicht möglich.

Neben möglichen Messfehlern, die die Schätzungen womöglich verzerren, muss abschließend auch die Identifikationsstrategie kritisch hinterfragt werden. Die Analyse basiert auf einer DiDiD-Systematik, die (wie andere Identifikationsstrategien auch) auf verschiedenen Annahmen beruht. Hierbei steht im Fokus, dass sich die Unterschiede zwischen Beschäftigten mit Stundenlöhnen unter und über 8,50 Euro über die Zeit nicht verändert hätten sowie dass die

gewählte Kontroll-Gruppe nicht von der Gesetzesreform betroffen war. Hierbei zeigt sich jedoch weder in den durchgeführten Placebo-Tests noch der Spillover-Analyse, dass diese zwei Annahmen im Rahmen der Analyse kritisch zu bewerten sind. Weiterhin deuten verschiedene, durchgeführte Robustheitsanalysen nicht darauf hin, dass mögliche Messfehler in den verwendeten Daten die Schätzungen systematisch verzerren. Insbesondere der Ausschluss von möglicherweise als kritisch zu bewertenden Observationen (z.B. Personen, deren Stundenlohn sehr nah um 8,50 Euro liegt) verändert die Analyse kaum.

6 Zusammenfassung

Der vorliegende Bericht hat zum Ziel, die Entwicklung der Lohnstruktur im Zeitraum um die Mindestlohnreform deskriptiv zu beschreiben, die kausalen Effekte der Reform zu quantifizieren und ein dezidiertes Bild nach Subpopulationen zu liefern.

Die deskriptiven Analysen zeigen, dass sich nach der Einführung des Mindestlohns im Januar 2015 das Lohnwachstum der anspruchsberechtigten Beschäftigten-ovB mit niedrigen Löhnen deutlich beschleunigt hat: So ist der durchschnittliche Stundenlohn des ersten Dezils von 2014 nach 2016 um 15% gestiegen, währenddessen im Zeitraum davor (1998 bis 2014) der Durchschnitt zwischen zwei Jahren stets um durchschnittlich lediglich 1% gestiegen ist. Trotz dieses positiven Trends lag aber auch im ersten Halbjahr 2016 der vertragliche Stundenlohn von rund 1,8 Millionen anspruchsberechtigten Beschäftigten-ovB noch immer unterhalb der gesetzlichen Grenze von 8,50 Euro brutto. Im Jahr 2015 waren es ungefähr 2,1 Millionen und im Jahr vor der Einführung knapp 2,8 Millionen Beschäftigte. Trotz des überproportionalen Lohnanstiegs im untersten Zehntel der Lohnverteilung ist es also nicht gelungen, für alle anspruchsberechtigten Beschäftigten-ovB einen Bruttolohn von mindestens 8,50 Euro pro Stunde sicherzustellen. Vor allem bei der Gruppe der geringfügig Beschäftigten werden die Vorgaben des Mindestlohngesetzes vielfach nicht eingelöst.

Die kausalen Analysen zeigen einen signifikanten positiven Anstieg der Lohndynamik zwischen 2014 und 2016 aufgrund der Mindestlohneinführung für die Personen, die unter 8,50 Euro pro Stunde entlohnt werden. Dieser kausale Effekt betrug durchschnittlich etwa 6,5% für vertragliche und ca. 5,1% für tatsächliche Stundenlöhne.

Die Analysen nach Subgruppen deuten darauf hin, dass die Effekte stärker für diejenigen waren, die generell niedrigere Löhne erhalten, wie z.B. Beschäftigte ohne abgeschlossene Ausbildung. Geringe Fallzahlen erschweren allerdings die Identifikation signifikanter Effekte für viele Gruppen, so dass die Ergebnisse vielfach nur als Tendenz interpretiert werden können. Für das monatliche Bruttoarbeitsentgelt findet sich für sozialversicherungspflichtig Beschäftigte ein insignifikanter Effekt von 3,5%. Für geringfügig Beschäftigte liegt zwar ein hoher Koeffizient von 13,1% vor, der aber aufgrund von geringen Fallzahlen nicht signifikant ausfällt. Dass sich die Effekte der verstärkten Stundenlohndynamik nicht auf die Monatsarbeitsentgelte von sozialversicherungspflichtigen Beschäftigten transferieren, ist auf einen Rückgang

der Arbeitszeit zurückzuführen. Zwar ist die stündliche Entlohnung gestiegen, für viele sozialversicherungspflichtig Beschäftigte mit einem Anspruch auf den gesetzlichen Mindestlohn-ovB sind aber auch die Arbeitsstunden rückläufig gewesen (siehe Bonin et al., 2018). Spillover-Effekte, also Effekte des gesetzlichen Mindestlohnes auf Beschäftigte, die per Gesetz keine Lohnsteigerung zu erwarten gehabt hätten, konnten nicht identifiziert werden.

Eine Reihe von Robustheitsanalysen hat gezeigt, dass die Ergebnisse nicht sensitiv bezüglich potenzieller Messfehler und alternativer Analyseansätze sind. Trotz der Robustheit der Befunde muss betont werden, dass die im vorliegenden Bericht präsentierten Befunde teilweise auf kleinen Fallzahlen beruhen und auch deshalb mit Unsicherheiten behaftet sind. Dies gilt auch für den quantifizierten Anteil anspruchsberechtigter Beschäftigter-ovB, die auch nach der Reform laut ihrer Angaben einen vertraglichen Stundenlohn von weniger als 8,50 Euro verdienen. Hier Messungenauigkeiten von Verletzungen des Mindestlohngesetzes exakt zu unterscheiden, ist mit dem hier verwendeten statistischen Instrumentarium und den zugrundeliegenden Daten nicht möglich.

7 Ausblick

Die Einführung des Mindestlohnes stellte eine substantielle Intervention auf dem deutschen Arbeitsmarkt dar, deren kurzfristige Auswirkungen auf die Lohnstruktur bis Mitte des Jahres 2016 im Rahmen dieser unabhängigen wissenschaftlichen Studie untersucht wurden. Eine Verstetigung und Weiterentwicklung der vorgenommenen Analysen scheint aus inhaltlichen, methodischen und datenspezifischen Argumenten unverzichtbar.

Inhaltliche Aspekte Inhaltlich stellt sich vor allem die Frage, ob die zwar positive aber im Vergleich zur Höhe des Mindestlohns zu schwache Lohnentwicklung am unteren Ende der Lohnverteilung nur ein transitorisches Phänomen ist, das künftig eventuell aufgrund einer höheren gesellschaftlichen Akzeptanz oder einer schärferen Sanktionierung bei Verstößen verschwindet. Damit könnten stärkere negative Beschäftigungseffekte verbunden sein, die wiederum Rückwirkungen auf die Lohnverteilung haben. Zudem ist wahrscheinlich, dass mögliche negative Beschäftigungseffekte im Niedriglohnbereich wegen der vergleichsweise günstigen gesamtwirtschaftlichen Entwicklung ausgeblieben sind.

Darüber hinaus sind verschiedene Übergangsregelungen, insbesondere die vorübergehende Zulässigkeit von branchenspezifischen Mindestlöhnen unterhalb des gesetzlichen Mindestlohns, zum 31. Dezember 2017 ausgelaufen. Dies bedeutet, dass sich die Anzahl an Beschäftigten, für die der gesetzliche Mindestlohn relevant ist, gegenüber den Jahren 2015 und 2016 weiter erhöht hat. Zudem wurde der gesetzliche Mindestlohn zum 1. Januar 2017 auf 8,84 Euro brutto pro Zeitstunde angehoben. Auch zu den möglichen Wirkungen dieser Erhöhung des Mindestlohns bedarf es weiterer Analysen.

Von der Analyse unberücksichtigt blieben auch mindestlohninduzierte Substitutionseffekte. So könnten von der Mindestlohnregelung ausgenommene Personengruppen bevorzugt eingestellt werden. Ebenso ist denkbar, dass betriebliche Arbeitsprozesse verändert, ausgelagert oder an Selbstständige übertragen werden. Auch dies könnte langfristig die Lohnstruktur in Deutschland beeinflussen. Solche Mechanismen sollten in künftigen Forschungsprojekten ebenfalls adressiert werden.

In der vorliegenden Studie wurde ein Fokus auf die Effekte des Mindestlohns auf die Lohnverteilung gelegt. Künftige Forschungsarbeiten sollten aber den Blick auch auf weitere Aspekte jenseits des reinen Lohns richten. Hierzu zählen unter anderem nicht-monetäre Lohnbestandteile wie z.B. Deputate, arbeitgeberseitige Zuschüsse für Verpflegung oder die (kostenlose)

Bereitstellung eines Firmenwagens. Auch nicht monetäre Aspekte wie zum Beispiel Veränderungen der (wahrgenommenen) Arbeitsbelastung und damit verbunden von gesundheitlichen Auswirkungen (u.a. veränderte Zahl von Fehltagen) auf die Beschäftigten oder auch auf die Arbeitszufriedenheit sollten untersucht werden. Kernziel der Einführung war und ist es, eine Untergrenze bei den Stundenlöhnen einzuziehen. Die Einhaltung dieser Untergrenze zu überprüfen muss damit auch Gegenstand aller künftigen Evaluationen bleiben, zumal sich hierüber auch andere Phänomene am Arbeitsmarkt (Beschäftigung) und in der Sozialpolitik (Abhängigkeit von staatlichen Transferzahlungen) erklären lassen.

Methodische und datenspezifische Aspekte Nach unserer Einschätzung stellt das SOEP derzeit trotz der vergleichsweise geringen Fallzahl sowie aller potenziellen Ungenauigkeiten bei der Messung von Stundenlöhnen die im Vergleich zu anderen Stichproben überlegene beste empirische Grundlage dar. So erlaubt das SOEP nicht nur eine jährliche Bestandsaufnahme der Beschäftigungs- sowie Entlohnungsentwicklung, sondern auch aufgrund seines längsschnittlichen Designs Kausalanalysen auf Individualebene. Administrativen Daten wie der Verdienst(struktur)erhebung fehlt nicht nur dieser Panelcharakter. Sie haben auch weitere inhaltliche Einschränkungen.

Auf Seiten des Statistischen Bundesamtes wäre es daher wünschenswert, wenn dort Überlegungen dahingehend vorgenommen würden, wie Arbeitszeiten und Einkommensinformationen von geringfügig Beschäftigten in der Verdiensterhebung/Verdienststrukturerhebung verbessert werden können, da für 2.000 Betriebe diese Informationen komplett imputiert wurden. Zudem könnte über eine Hinzuschätzung von Beschäftigungsverhältnissen aus dem privaten Haushaltssektor nachgedacht werden, da diese in VSE und VE fehlen. Hilfreich für die künftige Forschung wäre auch, wenn die Daten der V(S)E als Paneldaten abgelegt werden könnten, um hierauf basierende Kausalanalysen zu ermöglichen.

Für eine Verbesserung der befragungsbasierten Dateninfrastruktur (mit SOEP, PASS, etc.) erscheinen zwei Aspekte besonders relevant. Der erste betrifft die Höhe des potenziellen Messfehlers in Befragungsdaten – im vorliegenden Kontext v.a. bei den Stundenlöhnen. Hier könnte die Implementation eines Split-Designs bspw. durch den Aufbau einer speziellen SOEP-Zusatzstichprobe wichtige Einsichten liefern, in dem ein randomisierter Teil der Befragten wie zuvor ohne und ein anderer mit vorliegender Lohnabrechnung zu den Arbeitszeiten und Monatsentgelten befragt wird. Unterschiede in den Angaben zwischen beiden Gruppen würden eine Einschätzung des tatsächlichen Messfehlers erlauben. Weiterhin erscheint es sinnvoll,

eine externe Validierung der SOEP-Kernvariablen monatliches Bruttoarbeitsentgelt und Arbeitszeiten im Sinne eines systematischen Vergleichs mit anderen (administrativen) Datensätzen und auch eine Abschätzung zur Rolle von Messfehlern mittels ökonomischer Verfahren, wie in Bound et al. (2001), durchzuführen.

Der zweite Aspekt betrifft die Fallzahlen. Diese sind im SOEP v.a. bei Subgruppenanalysen teilweise klein, was Fragen hinsichtlich der Verallgemeinerbarkeit der Befunde aufwirft. Daher wäre es wünschenswert, das SOEP im Bereich niedriger Arbeitsentgelte/Stundenlöhne über eine Zusatzstichprobe auszubauen, um damit auch den Stichprobenfehler zu reduzieren. Würde eine solche Stichprobe im Jahr 2019 erstmals befragt, könnte über eine retrospektive Erfassung von Variablen auch der Zeitraum vor der Mindestlohneinführung abgebildet werden. Weiterhin wäre es möglich mit Hilfe vertiefender Fragen zu freiwilligen wie unfreiwilligen Formen von „non-compliance“ bei der Entlohnung präziser das Ausmaß an gesetzeswidrigen Unterschreitungen in der Entlohnung zu identifizieren.

Zudem könnte eine Verknüpfung der SOEP-Befragungsdaten mit administrativen Daten der Bundesagentur für Arbeit erfolgen, wie sie bereits beim Panel Arbeitsmarkt und Soziale Sicherung (PASS) stattfindet. Auch wäre es möglich Erkenntnisse über Messfehler durch eine Fortführung bzw. Ausweitung des sogenannten „SOEP-Employer-Employee-Datensatzes“ zu gewinnen. Dann nämlich könnten Arbeitgeber- und ArbeitnehmerInnen-Angaben direkt miteinander verknüpft und verglichen werden. Dies könnte auch durch eine Verknüpfung der Integrierten Erwerbsbiografien (IEB) mit der Verdiensterhebung erreicht werden (siehe Himmelreicher et al., 2017).

Literaturverzeichnis

- Amlinger, M., R. Bispinck und T. Schulten (2016): Ein Jahr Mindestlohn in Deutschland - Erfahrungen und Perspektiven, WSI Report 28.
- 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, S. 282–315.
- Ashenfelter, O. und R. S. Smith (1979): Compliance with the Minimum Wage Law, *Journal of Political Economy* 87, S. 333-350.
- Atkinson, T., L. Rainwater und T. Smeeding (1995): *Income Distribution in OECD Countries*. Paris: OECD.
- Autor, D., L. Katz und M. Kearney (2008): Trends in U.S. Wage Inequality: Revising the Revisionists, *The Review of Economics and Statistics* 90(2), S. 300-323.
- 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), S. 58-99.
- Bachmann, R., W. Dürig, H. Frings, L. S. Höckel und M. Flores (2017): Minijobs nach Einführung des Mindestlohns – Eine Bestandsaufnahme. *Zeitschrift für Wirtschaftspolitik*, 66(3), S. 209-237.
- BBSR (2017): Bundesinstitut für Bau-, Stadt- und Raumforschung - INKAR: Indikatoren und Karten zur Raum- und Stadtentwicklung, siehe <http://inkar.de/>.
- Bellmann, L., M. Bossler, S. Dummert und E. Ostmeier (2017): Mindestlohn: Längsschnittstudie für sächsische Betriebe, IAB Forschungsbericht Nr. 7/2017.
- Beste, J., M. M. Grabka und J. Goebel (2013): Armut in Deutschland. Ein Vergleich der beiden Haushaltspanelstudien SOEP und PASS. Papier präsentiert auf der Statistischen Woche, 17-20. September 2013, Freie Universität, Berlin.
- Bhorat, H. (2014): Compliance with Minimum Wage Laws in Developing Countries, *IZA World of Labor* 80.
- Bonin, H., I. Isphording, A. Krause, A. Lichter, N. Pestel, U. Rinne, M. Caliendo, C. Obst, M. Preuss, M. M. Grabka und C. Schröder (2018): Auswirkungen des gesetzlichen Mindestlohns auf Beschäftigung, Arbeitszeit und Arbeitslosigkeit, Studie im Auftrag der Mindestlohnkommission, Projektvergabe durch die Bundesanstalt für Arbeitsschutz und Arbeitsmedizin (BAuA), Vergabe-Nr. 525576, Abschlussbericht.
- Bossler, M. und H.-D. Gerner (2016): Employment Effects of the New German Minimum Wage: Evidence from Establishment-Level Micro Data, IAB Diskussionspapier Nr. 10/2016, Nürnberg: Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung.
- Bound, J., C. Brown und N. Mathiowetz (2001): Measurement Error in Survey Data, *Handbook of Econometrics Volume 5*, S. 3705-3843.
- Brautzsch, H.-U. und B. Schultz (2013): Im Fokus: Mindestlohn von 8,50 Euro: Wie viele verdienen weniger, und in welchen Branchen arbeiten sie?, *Wirtschaft im Wandel* 19(3), S. 53-56.
- Brenke, K. und K.-U. Müller (2013): Gesetzlicher Mindestlohn – Kein verteilungspolitisches Allheilmittel, *DIW Wochenbericht* Nr. 39/2013.

- Bruttel, O., A. Baumann und R. Himmelreicher (2017): Der gesetzliche Mindestlohn in Deutschland: Struktur, Verbreitung und Auswirkungen auf die Beschäftigung, *WSI Mitteilungen* 7/2017, S. 473-481.
- 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* 84(49), S. 1109-1123.
- Caliendo M., A. Fedorets, M. Preuss, C. Schröder und L. Wittbrodt (2017a): The Short-Run Employment Effects of the German Minimum Wage Reform, *IZA Discussion Papers* Nr. 11190.
- Caliendo M., A. Fedorets, M. Preuss, C. Schröder und L. Wittbrodt (2017b): The Short-Term Distributional Effects of the German Minimum Wage Reform, *IZA Discussion Papers* Nr. 11246.
- Caliendo, M. und S. Kopeinig (2008): Some Practical Guidance for the Implementation of Propensity Score Matching, *Journal of Economic Surveys* 22(1), S. 31-72.
- Card, D. (1992): Using Regional Variation in Wages to Measure the Effects of the Federal Minimum Wage, *Industrial and Labor Relations Review* 46 (1), S. 22–37.
- Cortes, K. E. (2004): Wage Effects on Immigrants from an Increase in the Minimum Wage Rate: An analysis by Immigrant Industry Concentration, *IZA Discussion Paper* Nr. 1064.
- Dickens, R. und A. Manning (2004): Has the National Minimum Wage reduced UK Wage Inequality?, *Journal of the Royal Statistical Society: Series A* 167, S. 613–626.
- Dickens, R., A. Manning und T. Butcher (2012): Minimum Wages and Wage Inequality: Some Theory and an Application to the UK, *University of Sussex Economics Department Working Paper Series* Nr. 45/2012.
- DiNardo, J., N. M. Fortin und T. Lemieux (1996): Labor Market Institutions and the Distribution of Wages, 1973-1992: A Semiparametric Approach. *Econometrica* 64(5), S. 1001-1044.
- Dolton, P., C. R. Bondibene und J. Wadsworth. (2012): Employment, Inequality and the UK National Minimum Wage over the Medium-Term, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 74(1), S. 78-106.
- Dütsch, M., R. Himmelreicher und C. Ohlert (2017): Zur Berechnung von Bruttostundenlöhnen – Verdienst(struktur)erhebung und Sozio-oekonomisches Panel im Vergleich, *SOEPpapers on Multidisciplinary Panel Data Research*, No. 911.
- Fabig, H. (2000): Labor income mobility - Germany, the USA and Great Britain Compared. In: Richard Hauser & Irene Becker (eds.): *The Personal Distribution of Income in an International Perspective*, Springer, S. 31-55.
- Garloff, A. (2016): Side Effects of the New German Minimum Wage on (Un-)Employment. First Evidence from Regional Data, *IAB Discussion Paper* 31/2016.
- Haupt, A. (2016): *Zugang zu Berufen und Lohnungleichheit in Deutschland*, Springer.
- Heckman, J. (1979): Sample Selection Bias as a Specification Error, *Econometrica* 47 (1), S. 153–161.
- Heumer, M., H. Lesch und C. Schröder (2013): Mindestlohn, Einkommensverteilung und Armutsrisiko, *IW-Trends* 40(1), S. 19-36.

- Himmelreicher, R., O. vom Berge, B. Fitzenberger, R. Günther und D. Müller (2017): Überlegungen zur Verknüpfung von Daten der Integrierten Erwerbsbiographien (IEB) und der Verdienststrukturerhebung (VSE), RatSWD Working Papers Nr. 262/2017.
- 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 Nr. 408.
- Lee, D. S. (1999): Wage Inequality in the United States During the 1980s: Rising Dispersion or Falling Minimum Wage? *Quarterly Journal of Economics* 114, S. 941–1023.
- Lopresti, J. W., K. J. Mumford (2016): Who Benefits from a Minimum Wage Increase?, *ILR Review* 69(59), S. 1171-1190.
- Low Pay Commission (2015): National Minimum Wage. Low Pay Commission Report 2015, London.
- Low Pay Commission (2016): National Minimum Wage. Low Pay Commission Report Spring 2016, London.
- Low Pay Commission (2017): Non-Compliance and Enforcement of the National Minimum Wage, September.
- Machin, S. (1997): The Decline of Labour Market Institutions and the Rise in Wage Inequality in Britain, *European Economic Review* 41, S. 647-657.
- Manning, A. (2013): Minimum wages: A View from the UK, *Perspektiven der Wirtschaftspolitik* 14(1-2), 57-66.
- Marinakakis, A. (2016): Non-Compliance with Minimum Wage Laws in Latin America: The Importance of Institutional Factors, *International Labour Review* 155, S. 133–156.
- Metcalf, D. (2008): Why has the British National Minimum Wage had Little or no Impact on Employment?, *Journal of Industrial Relations* 50, S. 489–512.
- Mindestlohnkommission (2016): Erster Bericht zur den Auswirkungen des gesetzlichen Mindestlohnes, Bericht der Mindestlohnkommission an die Bundesregierung nach § 9 Abs. 4 Mindestlohngesetz, Berlin, Juni 2016.
- Müller, K.-U. und V. Steiner (2013): Distributional Effects of a Minimum Wage in a Welfare State: The Case of Germany, *SOEPpapers* Nr. 617.
- Neumark, D., D. Schweitzer und D. Wascher (2004): Minimum Wage Effects throughout the Wage Distribution, *Journal of Human Resources* 39(2), S. 12–13.
- OECD (2011): *Divided we Stand: Why Inequality Keeps Rising*, Paris.
- Pusch, T. und H. Seifert (2017): Mindestlohngesetz. Für viele Minijobber weiterhin nur Minilöhne, *WSI Policy Brief* Nr. 9/2017.
- Rosenbaum, P. und D. Rubin (1983): The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects, *Biometrika* 80(1), S. 41-55.
- Schmitz, S. (2017): The Effects of Germany's New Minimum Wage on Employment and Welfare Dependency, Freie Universität Berlin, School of Business & Economics: Economics Discussion Paper Nr. 2017/21.
- SOEP (2016): Sozio-oekonomisches Panel (SOEP), Daten der Jahre 1984-2015, Version 32, doi 10.5684/soep.v32.

- Statistisches Bundesamt (2017a): Verdiensterhebung 2015. Abschlussbericht einer Erhebung über die Wirkung des gesetzlichen Mindestlohns auf die Verdienste und Arbeitszeiten der abhängig Beschäftigten, Wiesbaden.
- Statistisches Bundesamt (2017b): Verdiensterhebung 2016. Erhebung über die Wirkung des gesetzlichen Mindestlohns auf die Verdienste und Arbeitszeiten der abhängigen Beschäftigten, Wiesbaden.
- Stegmaier, J., S. Gundert, K. Tesching und S. Theuer (2015): Bezahlter Urlaub und Lohnfortzahlung im Krankheitsfall. In der Praxis besteht Nachholbedarf bei Minijobbern, IAB Kurzbericht 18/2015.
- 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), S. 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, S. 148-167.
- Stewart, M. B. (2012): Wage Inequality, Minimum Wage Effects, and Spillovers. *Oxford Economic Papers* 64(4), S. 616-634.
- Teulings, C. N. (2003): The Contribution of Minimum Wages to Increasing Wage Inequality. *Economic Journal* 113(490), S. 801-833.
- 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), S. 139-169.
- Weil, D. (2005): Public Enforcement/Private Monitoring: Evaluating a New Approach to Regulating the Minimum Wage, *Industrial and Labor Relations Review* 58, S. 238-257.
- Zuodny, M. (2000): The Effect of the Minimum Wage on Employment and Hours, *Labour Economics* 7, S. 729-750.

A Anhang: Ergänzende Tabellen und Abbildungen

A.1 Deskriptive Tabellen

Tabelle A.1: Fallzahlen für Nicht-mindestlohnberechtigte und Beschäftigte mit vorrangigem Branchenmindestlohn nach Erhebungsjahr

	2012	2013	2014	2015	2016
Ausgeschlossene Beobachtungen	2.522	2.904	2.458	2.727	2.447
<i>Nicht-mindestlohnberechtigt</i>					
Auszubildende	31	57	49	40	32
Selbstständig	197	192	220	232	258
Langzeitarbeitslose	216	180	170	147	182
Arbeitslos, arbeitet	137	193	159	117	117
Nicht-Beschäftigt	9	17	4	10	7
<i>Vorrangige Branchenmindestlöhne</i>					
Sektor mit ML < 8,50	463	536	264	264	127
Sektor mit ML ≥ 8,50	1.469	1.729	1.592	1.917	1.724

Quelle: SOEPv33, Erhebungsjahre 2012-2016.

Anmerkung: Aufgeführt ist die Anzahl an Beobachtungen, die pro Jahr aus der Analysepopulation ausgeschlossen werden, da sie als nicht als anspruchsberechtigt oder beschäftigt in einer Branche mit eigenem Mindestlohn klassifiziert werden. Die Beobachtungen können in die sieben aufgeführten Subgruppen aufgeteilt werden. Langzeitarbeitslos fasst diejenigen Beobachtungen zusammen, die zwar beschäftigt sind aber vom §22 des MiLoG wegen vorheriger Langzeitarbeitslosigkeit ausgeschlossen werden. „Arbeitslos, arbeitet“ sind arbeitssuchende, die eine geringumfängliche Nebentätigkeit ausüben. „Nicht Beschäftigte“ sind eine Residualgruppe, deren Beschäftigungsstatus vom SOEP aus aufgrund fehlender Information nicht kategorisiert werden kann.

Tabelle A.2: Fallzahlen für Nicht-mindestlohnberechtigte und Beschäftigte mit vorrangigem Branchenmindestlohn nach Erhebungsjahr für Personen mit Stundenlohn < Euro 8,50

	2012	2013	2014	2015	2016
Ausgeschlossene Beobachtungen	602	708	541	478	365
<i>Nicht-mindestlohnberechtigt</i>					
Auszubildende	20	43	38	23	16
Selbstständig	55	51	71	55	58
Langzeitarbeitslose	135	97	85	64	66
Arbeitslos, arbeitet	102	154	111	75	59
Nicht-Beschäftigt	9	13	4	9	5
<i>Vorrangige Branchenmindestlöhne</i>					
Sektor mit ML < 8,50	132	157	72	76	22
Sektor mit ML ≥ 8,50	149	193	160	176	139

Quelle: SOEPv33, Erhebungsjahre 2012-2016.

Anmerkung: Aufgeführt ist die Anzahl an Beobachtungen, die pro Jahr aus der Analysepopulation ausgeschlossen werden, da sie als nicht mindestlohnberechtigt klassifiziert werden. Lesebeispiel für letzte Zeile: Aus der Stichprobe für 2016 werden 139 Observationen ausgeschlossen, weil sie in einem Sektor mit branchenspezifischen Mindestlohn über 8,50 Euro arbeiten (unabhängig dieses Ausschlusskriteriums erhalten diese Personen einen Stundenlohn unter 8,50 Euro).

Tabelle A.3: Anzahl Personen (in Mio.) mit Entlohnung unter 8,50 Euro pro Stunde nach Jahren mit Hochrechnungsfaktoren

	2012	2013	2014	2015	2016
Panel A: Exkl. Branchen mit vorrangigem ML					
Vertraglich	2,750	2,684	2,784	2,073	1,828
Tatsächlich	3,608	3,433	3,574	2,791	2,559
Panel B: Inkl. Branchen mit vorrangigem ML über 8,50					
Vertraglich	3,071	3,016	3,118	2,403	2,182
Tatsächlich	4,211	4,002	4,147	3,455	3,218
Panel C: Inkl. Branchen mit vorrangigem ML					
Vertraglich	3,347	3,244	3,246	2,587	2,214
Tatsächlich	4,596	4,355	4,36	3,734	3,273

Quelle: SOEPv33, Erhebungsjahre 2012-2016. Beobachtungszahlen sind basierend auf Hochrechnungsfaktoren skaliert, um Repräsentativität zu gewährleisten (siehe Technischer Anhang B.9). Basierend auf der Querschnittstichprobe.

Tabelle A.4: Anteil Entlohnung unter 8,50 Euro pro Stunde in % nach Jahren mit Hochrechnungsfaktoren mit Toleranzband um die 8,50 Euro Grenze

	2014	2015	2016	2014	2015	2016
Toleranz	2,5%	2,5%	2,5%	5%	5%	5%
Panel A: Exkl. Branchen mit vorrangigem ML						
Vertraglich	10,12	7,50	6,12	9,10	6,77	5,38
Konfidenzintervall	[9,23 ; 11,12]	[6,65 ; 8,39]	[5,31 ; 6,88]	[8,33 ; 10,09]	[5,98 ; 7,61]	[4,61 ; 6,04]
Tatsächlich	13,27	10,20	9,11	12,01	9,39	8,16
Konfidenzintervall	[12,35 ; 14,36]	[9,21 ; 11,18]	[8,19 ; 9,99]	[10,94 ; 13,02]	[8,38 ; 10,39]	[7,38 ; 9,07]
Beobachtungen	10.216	9.542	9.003	10.216	9.542	9.003
Panel B: Inkl. Branchen mit vorrangigem ML über 8,50						
Vertraglich	8,78	7,72	5,51	9,82	7,43	6,25
Konfidenzintervall	[8,01 ; 9,61]	[6,01 ; 7,48]	[4,82 ; 6,13]	[9,04 ; 10,68]	[6,71 ; 8,25]	[5,45 ; 6,91]
Tatsächlich	11,96	9,66	8,70	13,23	10,62	9,64
Konfidenzintervall	[11,17 ; 12,87]	[8,81 ; 10,52]	[7,90 ; 9,56]	[12,43 ; 14,20]	[9,64 ; 11,56]	[8,77 ; 10,44]
Beobachtungen	12.036	11.775	11.103	12.036	11.775	11.103
Panel C: Inkl. Branchen mit vorrangigem ML						
Vertraglich	10,04	7,89	6,29	8,96	6,97	5,53
Konfidenzintervall	[9,30 ; 10,88]	[7,10 ; 8,63]	[5,48 ; 6,97]	[8,22 ; 9,77]	[6,19 ; 7,68]	[4,85 ; 6,16]
Tatsächlich	13,65	11,26	9,70	12,30	10,16	8,75
Konfidenzintervall	[12,86 ; 14,66]	[10,32 ; 12,16]	[8,81 ; 10,49]	[11,53 ; 13,18]	[9,33 ; 11,02]	[7,95 ; 9,61]
Beobachtungen	12.332	12.104	11.271	12.332	12.104	11.271

Quelle: SOEPv33, Erhebungsjahre 2014-2016. Die Anteile wurden mit Hilfe von individuellen Hochrechnungsfaktoren hochgerechnet. Vertragliche Stundenlöhne zugrunde gelegt. Es werden jeweils die unteren und oberen Konfidenzintervallgrenzen angegeben. Basierend auf der Querschnittstichprobe.

Tabelle A.5: Anteil Entlohnung unter 8,50 Euro pro Stunde in % nach Jahren für die Subgruppen mit Hochrechnungsfaktoren für vertragliche Stundenlöhne mit 5% Toleranzband um die 8,50 Euro Grenze

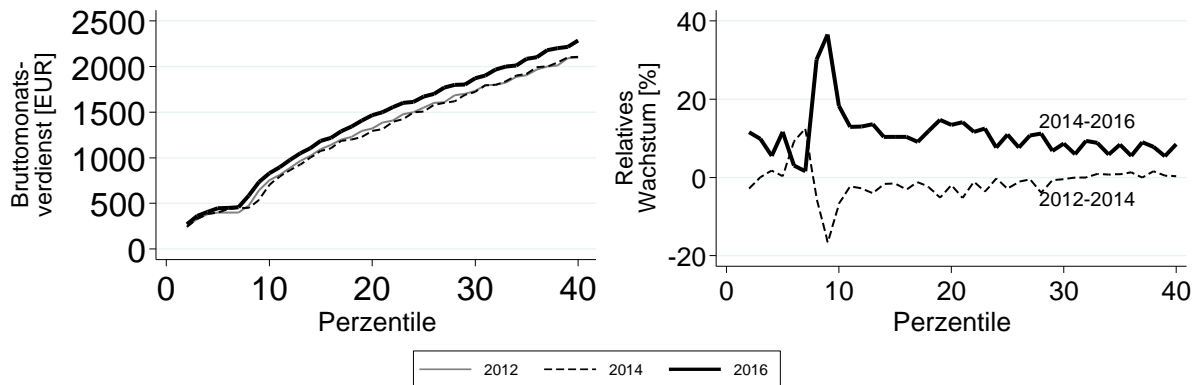
Toleranz	2014		2015		2016				
	Untere Grenze	Obere Grenze	Untere Grenze	Obere Grenze	Untere Grenze	Obere Grenze			
	KI	KI	KI	KI	KI	KI			
		5%		5%		5%			
Vollzeitbeschäftigte Beobachtungen	4,26	5,09 7.477	5,84	3,10 7.059	3,82 7.059	4,51	2,10 6.641	2,75 6.641	3,28
Teilzeitbeschäftigte Beobachtungen	6,22	7,96 1.910	10,29	5,12 1.774	6,99 1.774	9,28	4,72 1.724	6,22 1.724	8,67
Geringfügig Beschäftigte Beobachtungen	52,01	57,94 829	64,58	41,61 709	48,09 709	54,49	36,33 638	43,51 638	48,93
Alter < 25 Beobachtungen	22,04	27,98 463	34,39	17,14 451	24,35 451	31,82	14,14 465	21,14 465	27,36
25 ≤ Alter < 55 Beobachtungen	6,73	7,72 8.152	8,64	4,46 7.537	5,26 7.537	6,04	3,48 6.963	4,24 6.963	4,92
55 ≤ Alter Beobachtungen	7,32	9,25 1.601	11,42	5,96 1.554	7,86 1.554	9,90	4,45 1.574	5,98 1.574	7,55
Keine Ausbildung Beobachtungen	17,01	20,52 1.201	24,12	13,51 1.154	17,06 1.154	21,20	10,16 1.064	12,93 1.064	15,62
Berufsausbildung Beobachtungen	7,84	8,89 5.844	10,15	4,93 5.328	5,93 5.328	6,89	3,77 5.054	4,76 5.054	5,61
akad. Ausbildung Beobachtungen	2,24	3,32 2.974	4,24	1,85 2.909	2,78 2.909	3,92	1,53 2.736	2,36 2.736	3,10
Wohnhaft in Westdeutschland Beobachtungen	6,77	7,65 8.110	8,73	5,35 7.630	6,18 7.630	7,04	4,23 7.132	5,05 7.132	5,80
Wohnhaft in Ostdeutschland Beobachtungen	12,79	15,43 2.106	18,21	7,48 1.912	9,43 1.912	11,92	5,46 1.871	6,95 1.871	8,91
Männer Beobachtungen	4,04	4,99 4.800	5,92	3,09 4.492	3,97 4.492	5,07	2,29 4.164	3,17 4.164	4,03
Frauen Beobachtungen	12,14	13,50 5.416	15,10	8,39 5.050	9,74 5.050	11,00	6,64 4.839	7,73 4.839	8,77
Deutsche Beobachtungen	7,42	8,28 9.017	9,16	5,39 8.192	6,19 8.192	7,00	3,94 7.847	4,71 7.847	5,42
AusländerInnen Beobachtungen	12,97	17,28 1.199	21,68	9,60 1.350	12,24 1.350	15,32	8,81 1.156	11,50 1.156	14,60

Quelle: SOEPv33, Erhebungsjahre 2014-2016.

Anmerkung: Die Anteile wurden mit Hilfe von individuellen Hochrechnungsfaktoren hochgerechnet. Vertragliche Stundenlöhne zugrunde gelegt. Es werden jeweils die unteren und oberen Konfidenzintervallgrenzen angegeben. Basierend auf der Querschnittstichprobe.

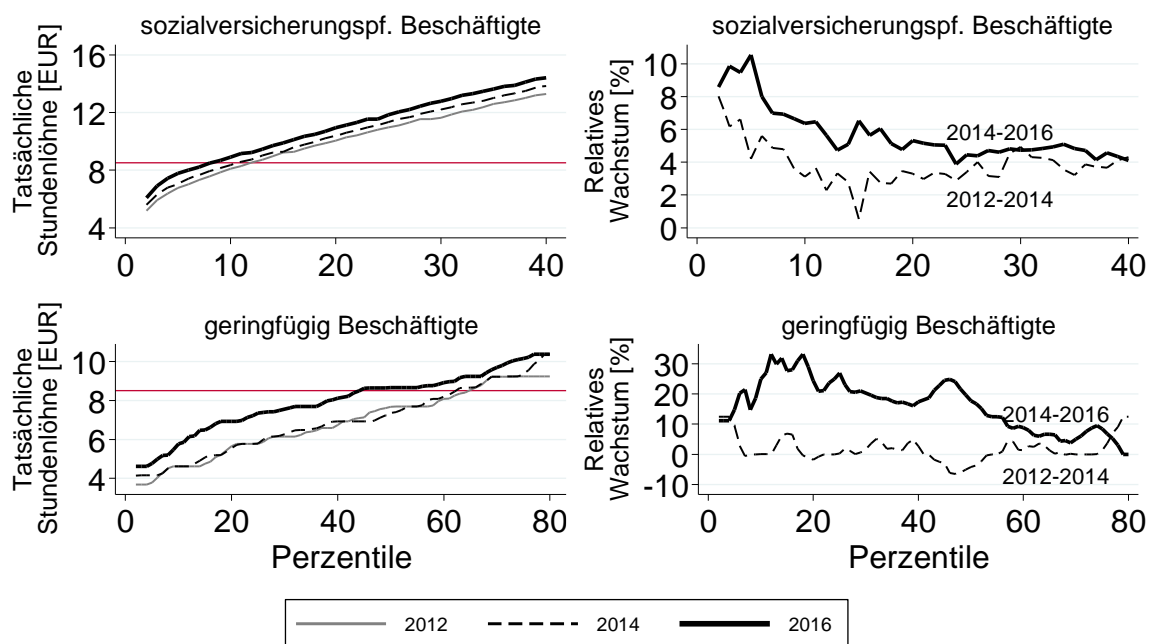
A.2 Pen's Paraden nach Subgruppen

Abbildung A.1: Entwicklung der Bruttomonatsverdienste



Quelle: SOEPv33, Erhebungsjahre 2012-2016, Querschnittstichprobe, gewichtete Ergebnisse.

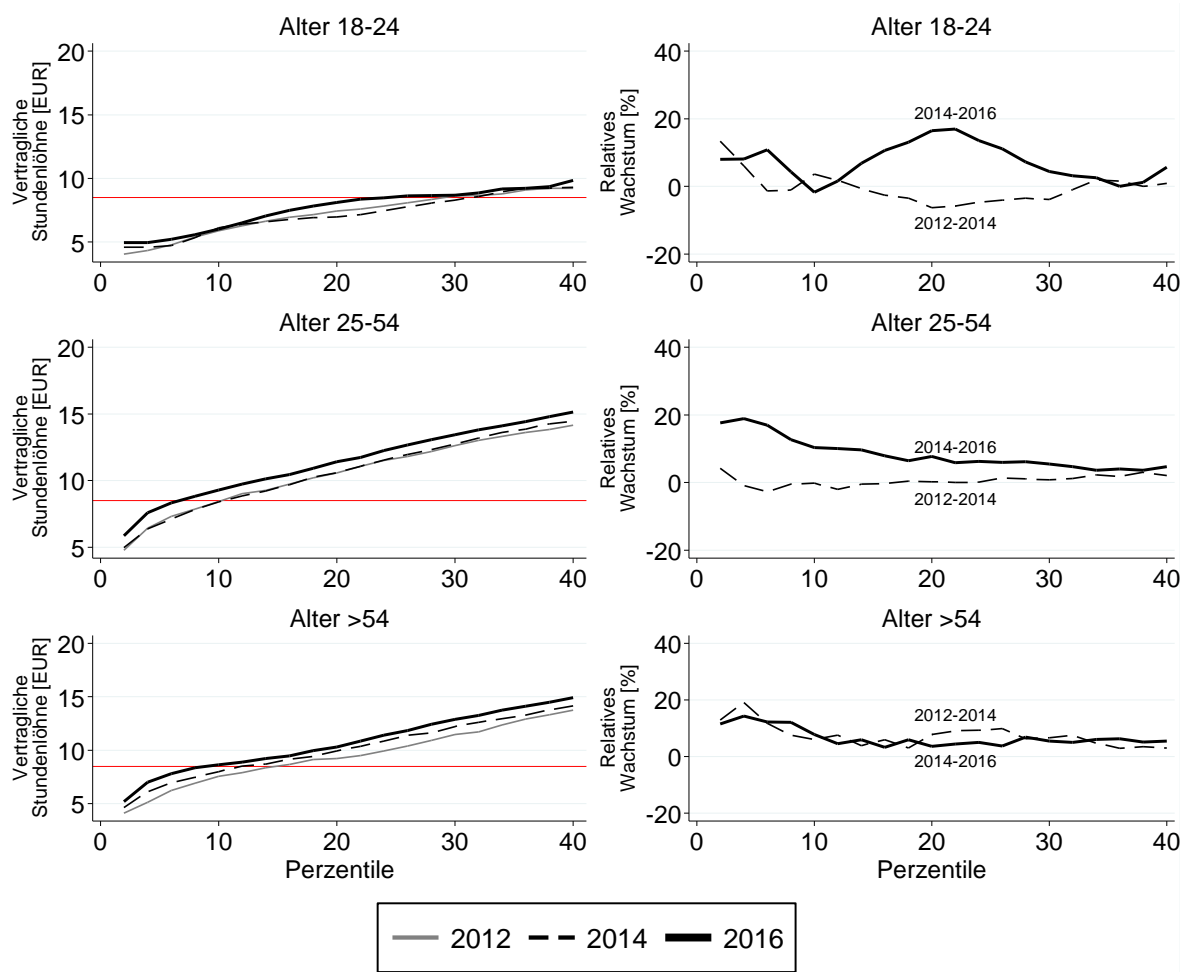
Abbildung A.2: Entwicklung der tatsächlichen Stundenlöhne, Unterscheidung nach sozialversicherungspflichtig und geringfügig Beschäftigten



Quelle: SOEPv33, Erhebungsjahre 2012-2016, Querschnittstichprobe, gewichtete Ergebnisse.

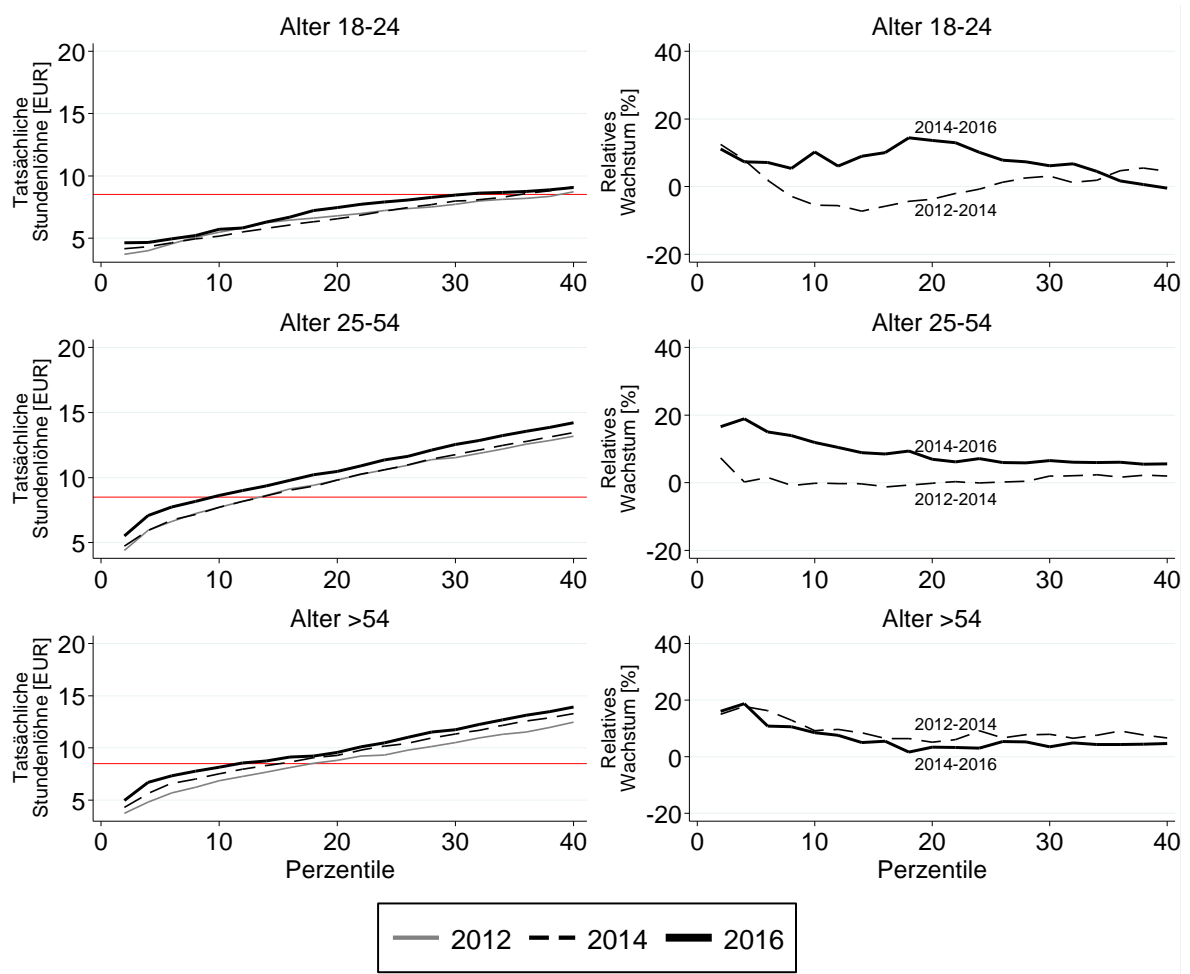
Anmerkung: Rote horizontale Linie links markiert 8,50 Euro. Abgebildet sind Perzentile 2 bis 40 für sozialversicherungspflichtig Beschäftigte und Perzentile 2 bis 80 für geringfügig Beschäftigte. Das erste Perzentil ist durch das Bottom Coding verzerrt und wird deswegen hier nicht gezeigt.

Abbildung A.3: Entwicklung der vertraglichen Stundenlöhne nach Altersgruppen



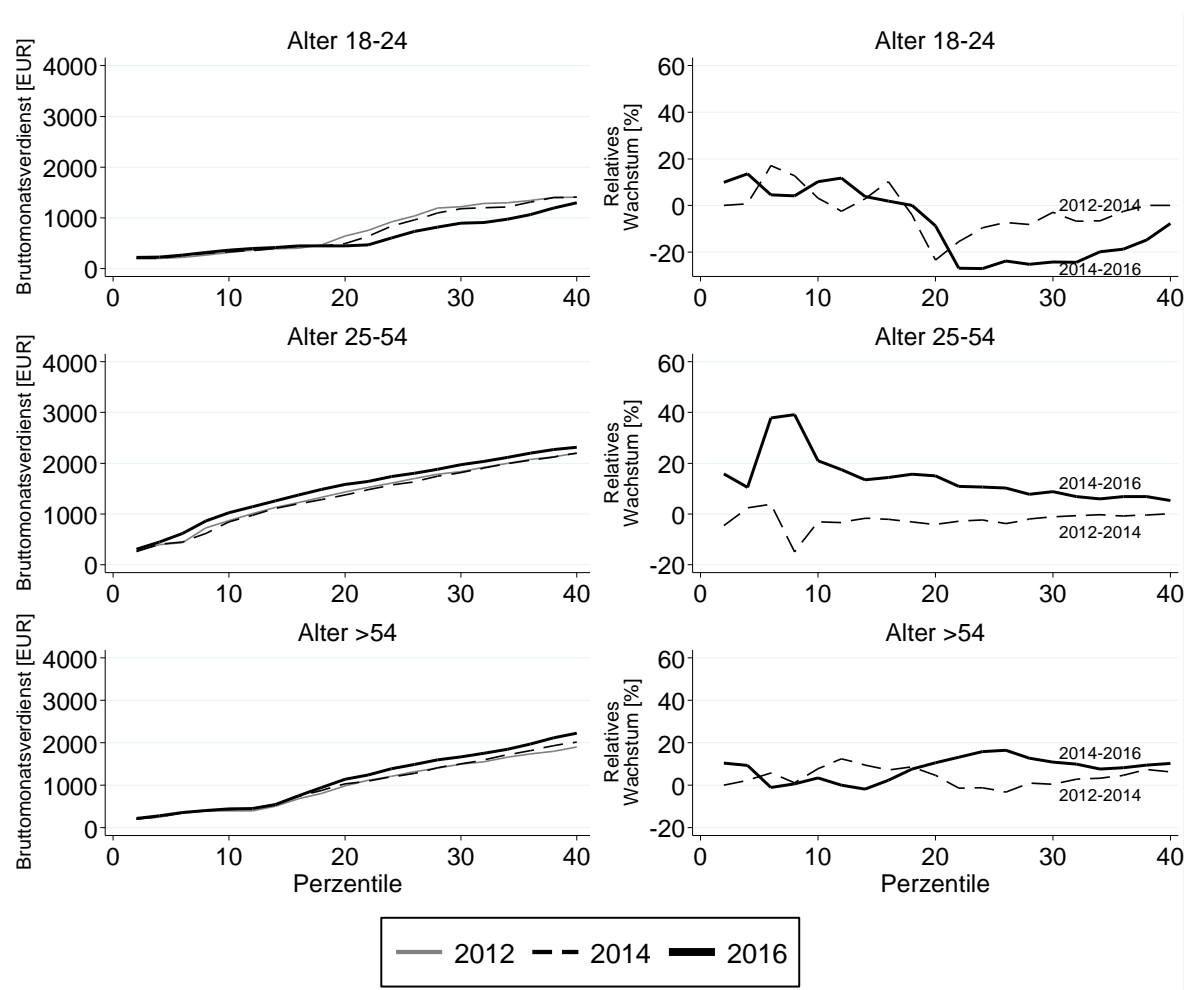
Quelle: SOEPv33, Erhebungsjahre 2012-2016, Querschnittstichprobe, gewichtete Ergebnisse.
 Anmerkung: Rote horizontale Linie links markiert 8,50 Euro.

Abbildung A.4: Entwicklung der tatsächlichen Stundenlöhne nach Altersgruppen



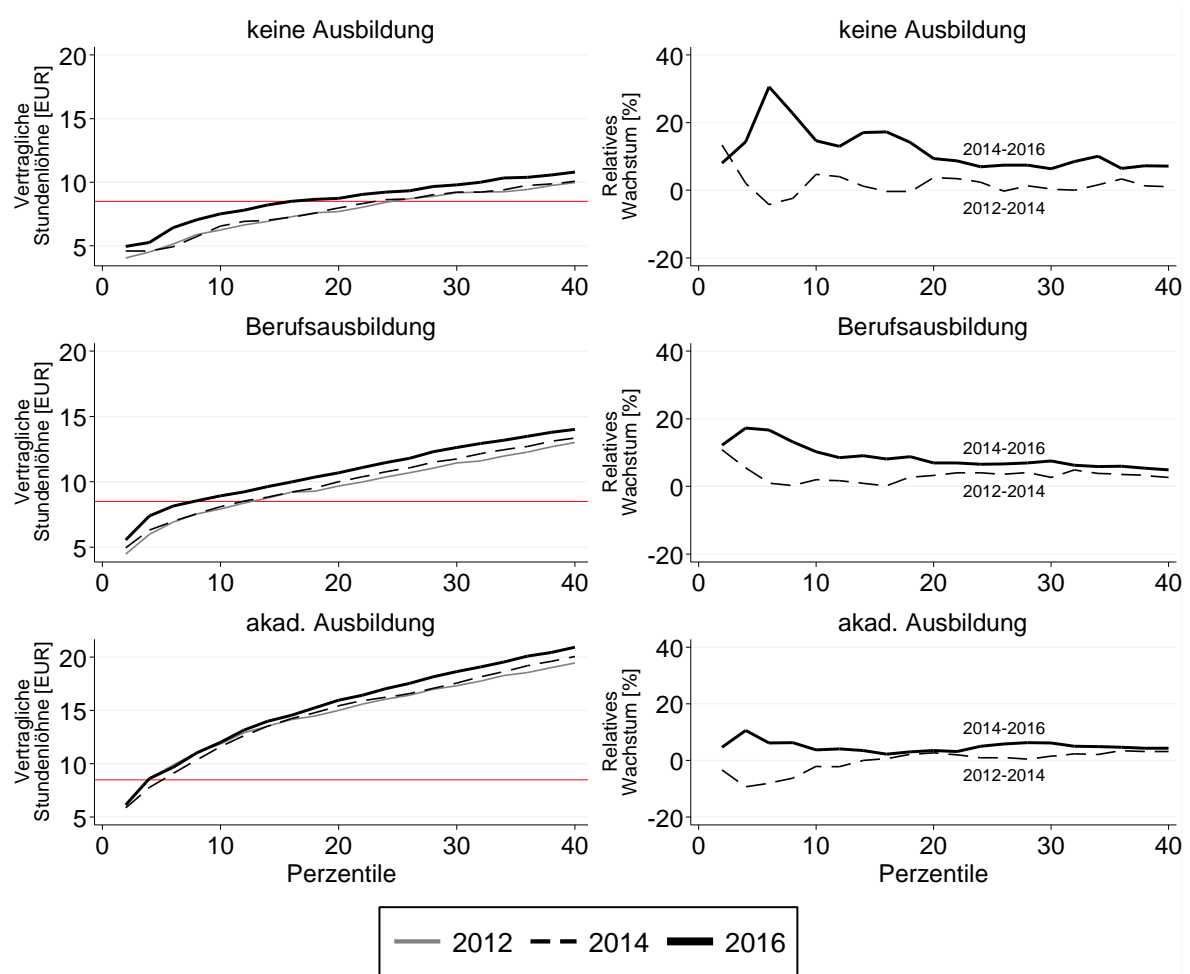
Quelle: SOEPv33, Erhebungsjahre 2012-2016, Querschnittstichprobe, gewichtete Ergebnisse.
 Anmerkung: Rote horizontale Linie links markiert 8,50 Euro.

Abbildung A.5: Entwicklung der Bruttomonatsverdienste nach Altersgruppen



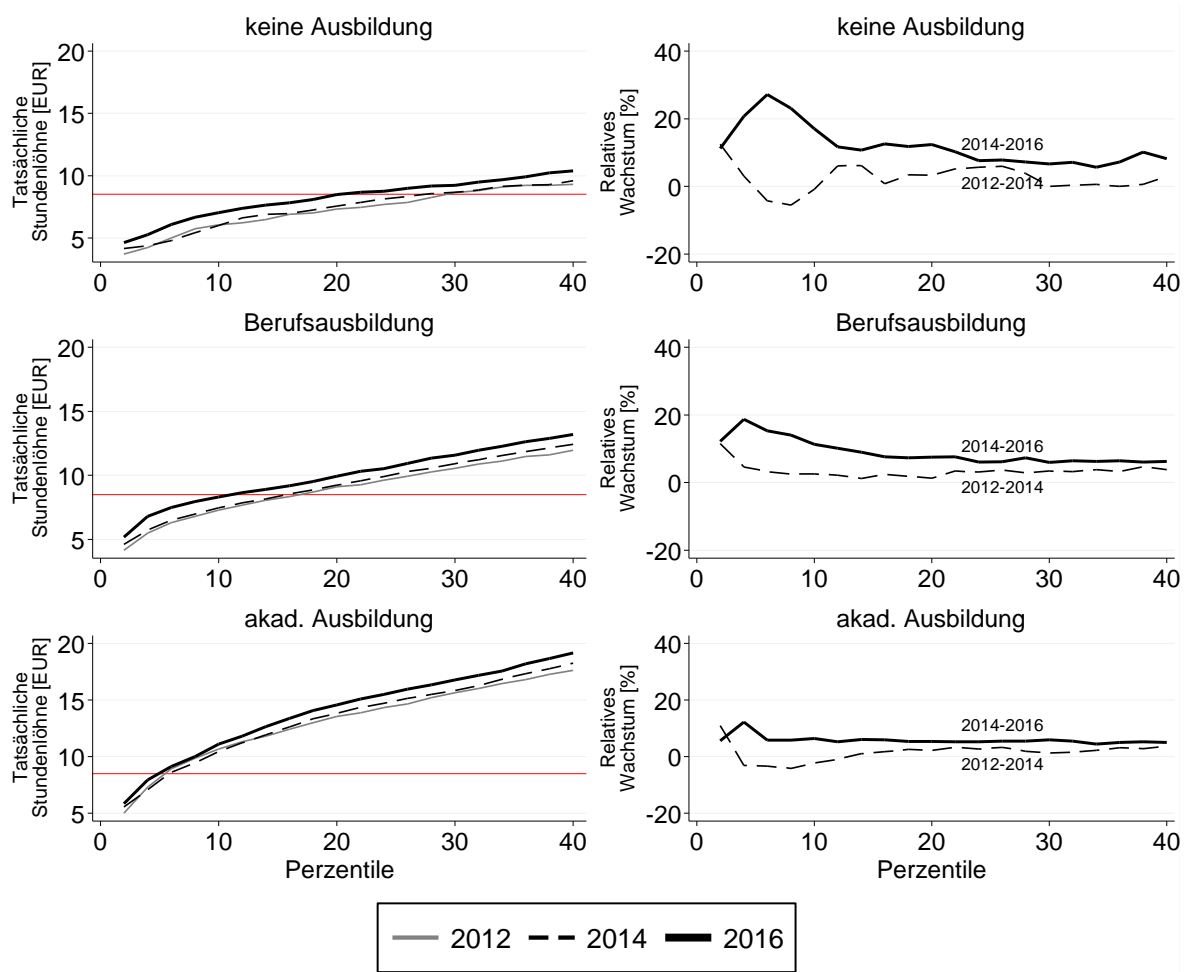
Quelle: SOEPv33, Erhebungsjahre 2012-2016, Querschnittstichprobe, gewichtete Ergebnisse.

Abbildung A.6: Entwicklung der vertraglichen Stundenlöhne nach Berufsbildung



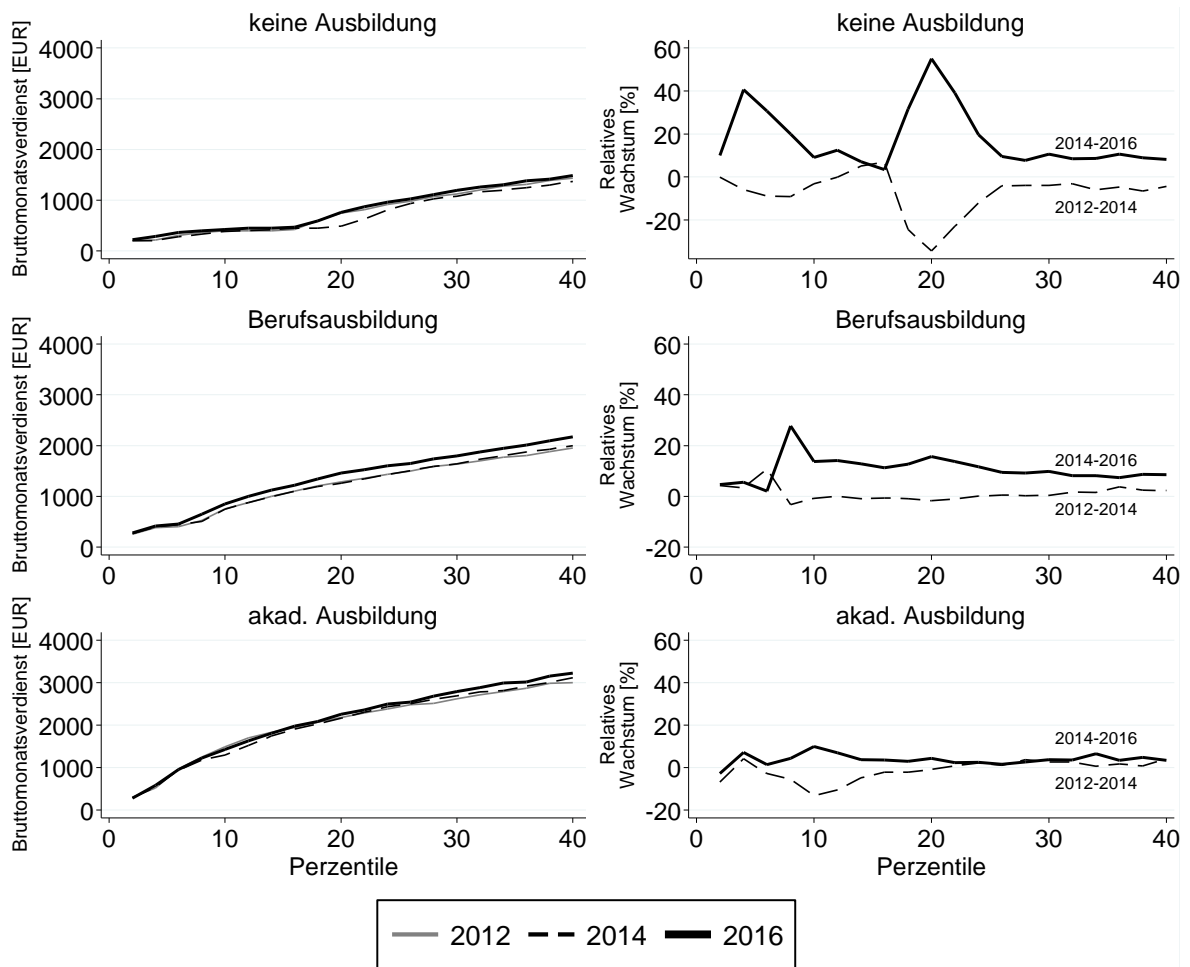
Quelle: SOEPv33, Erhebungsjahre 2012-2016, Querschnittstichprobe, gewichtete Ergebnisse.
 Anmerkung: Rote horizontale Linie links markiert 8,50 Euro.

Abbildung A.7: Entwicklung der tatsächlichen Stundenlöhne nach Berufsbildung



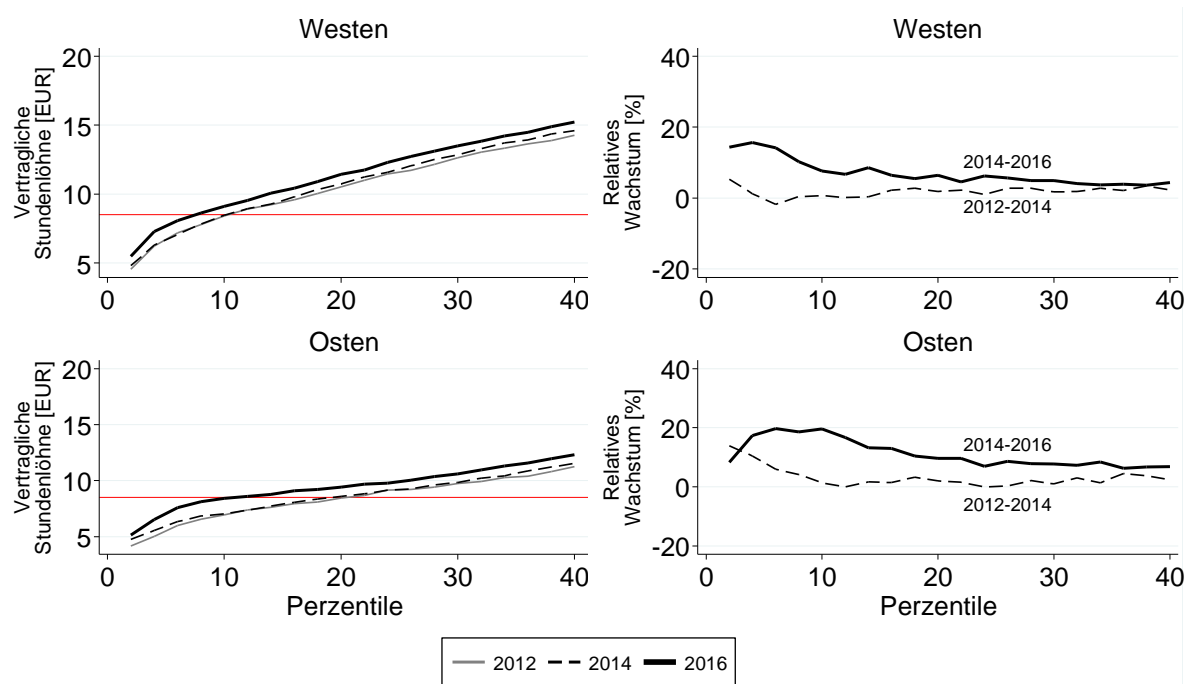
Quelle: SOEPv33, Erhebungsjahre 2012-2016, Querschnittstichprobe, gewichtete Ergebnisse.
 Anmerkung: Rote horizontale Linie links markiert 8,50 Euro.

Abbildung A.8: Entwicklung der Bruttomonatsverdienste nach Berufsbildung



Quelle: SOEPv33, Erhebungsjahre 2012-2016, Querschnittstichprobe, gewichtete Ergebnisse.

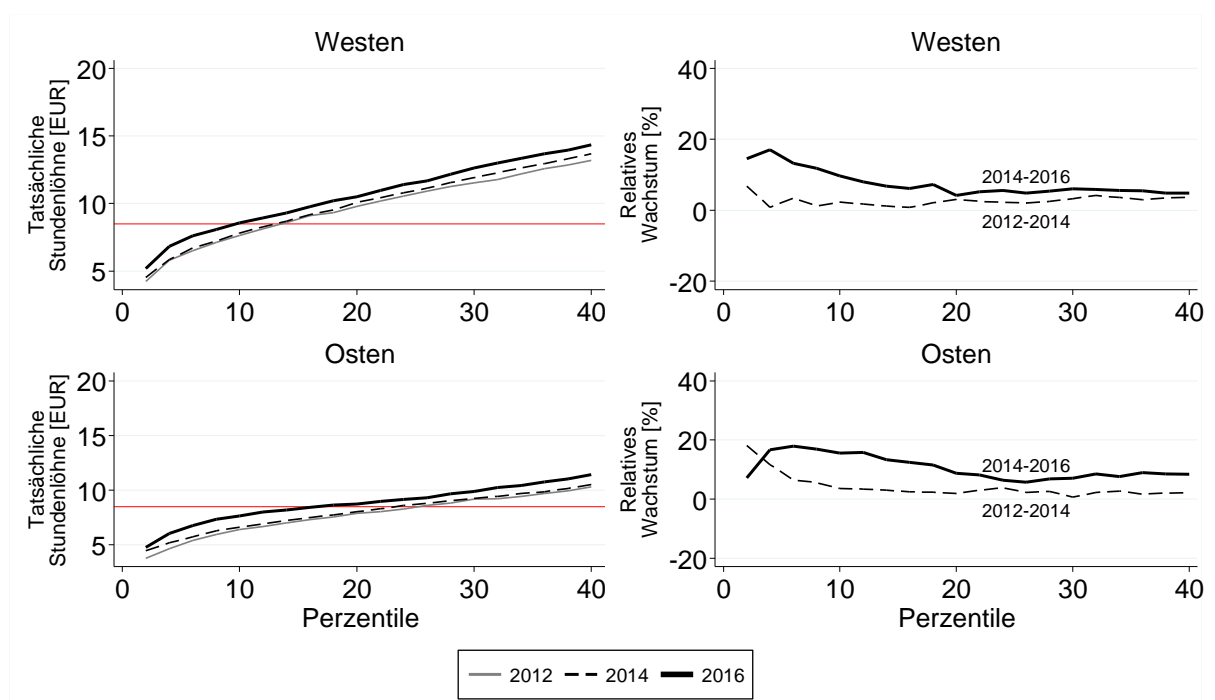
Abbildung A.9: Entwicklung der vertraglichen Stundenlöhne für Ost- und Westdeutschland



Quelle: SOEPv33, Erhebungsjahre 2012-2016, Querschnittstichprobe, gewichtete Ergebnisse.

Anmerkung: Rote horizontale Linie links markiert 8,50 Euro.

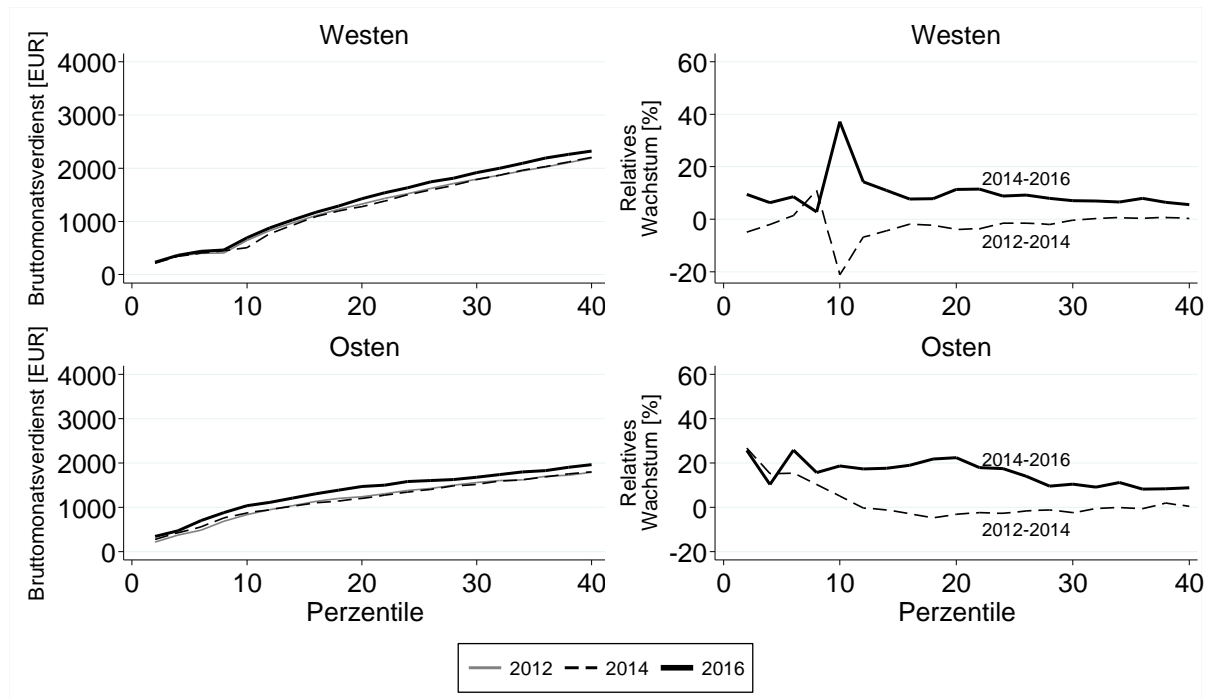
Abbildung A.10: Entwicklung der tatsächlichen Stundenlöhne für Ost- und Westdeutschland



Quelle: SOEPv33, Erhebungsjahre 2012-2016, Querschnittstichprobe, gewichtete Ergebnisse.

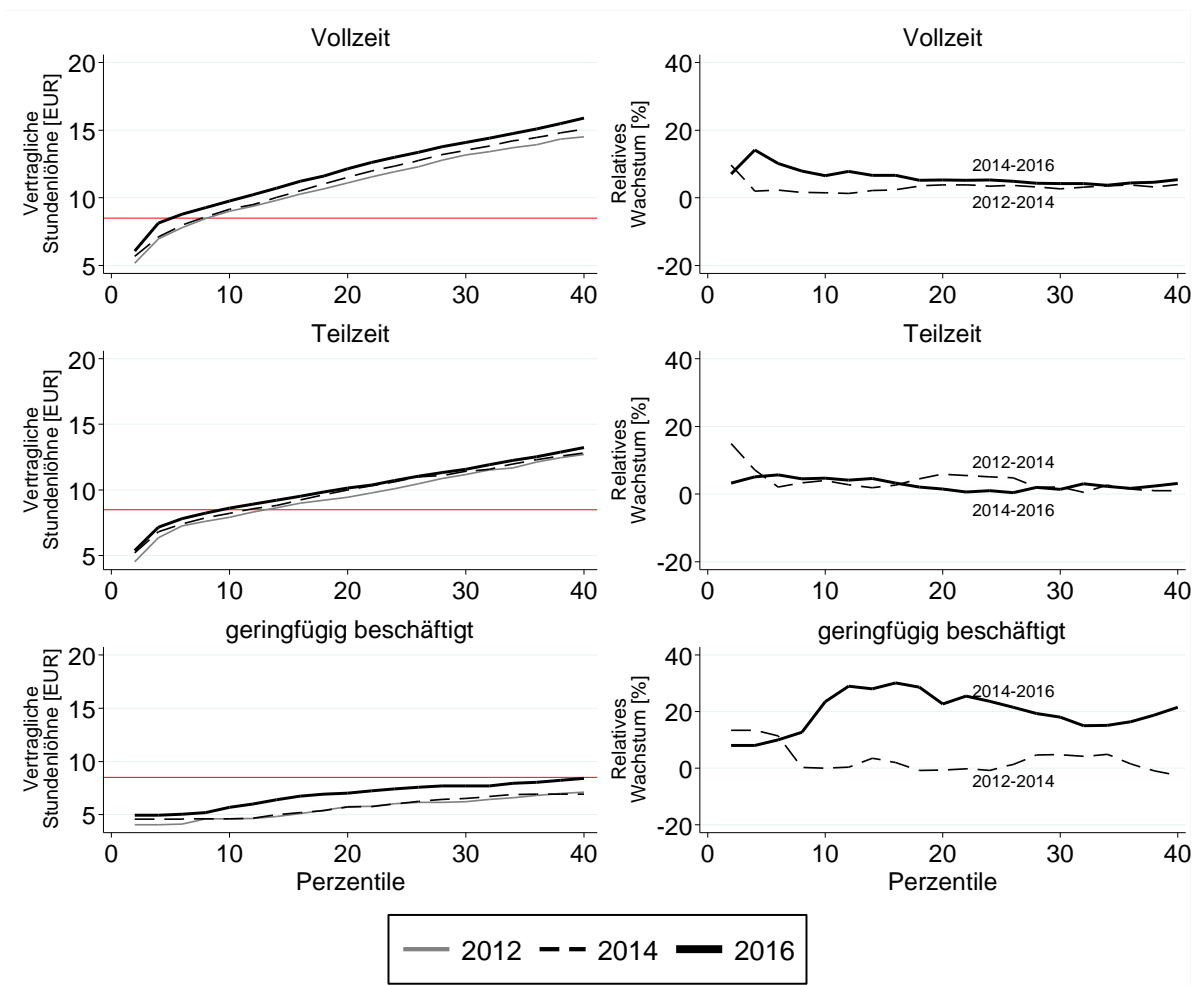
Anmerkung: Rote horizontale Linie links markiert 8,50 Euro.

Abbildung A.11: Entwicklung der Bruttomonatsverdienste für Ost- und Westdeutschland



Quelle: SOEPv33, Erhebungsjahre 2012-2016, Querschnittstichprobe, gewichtete Ergebnisse.

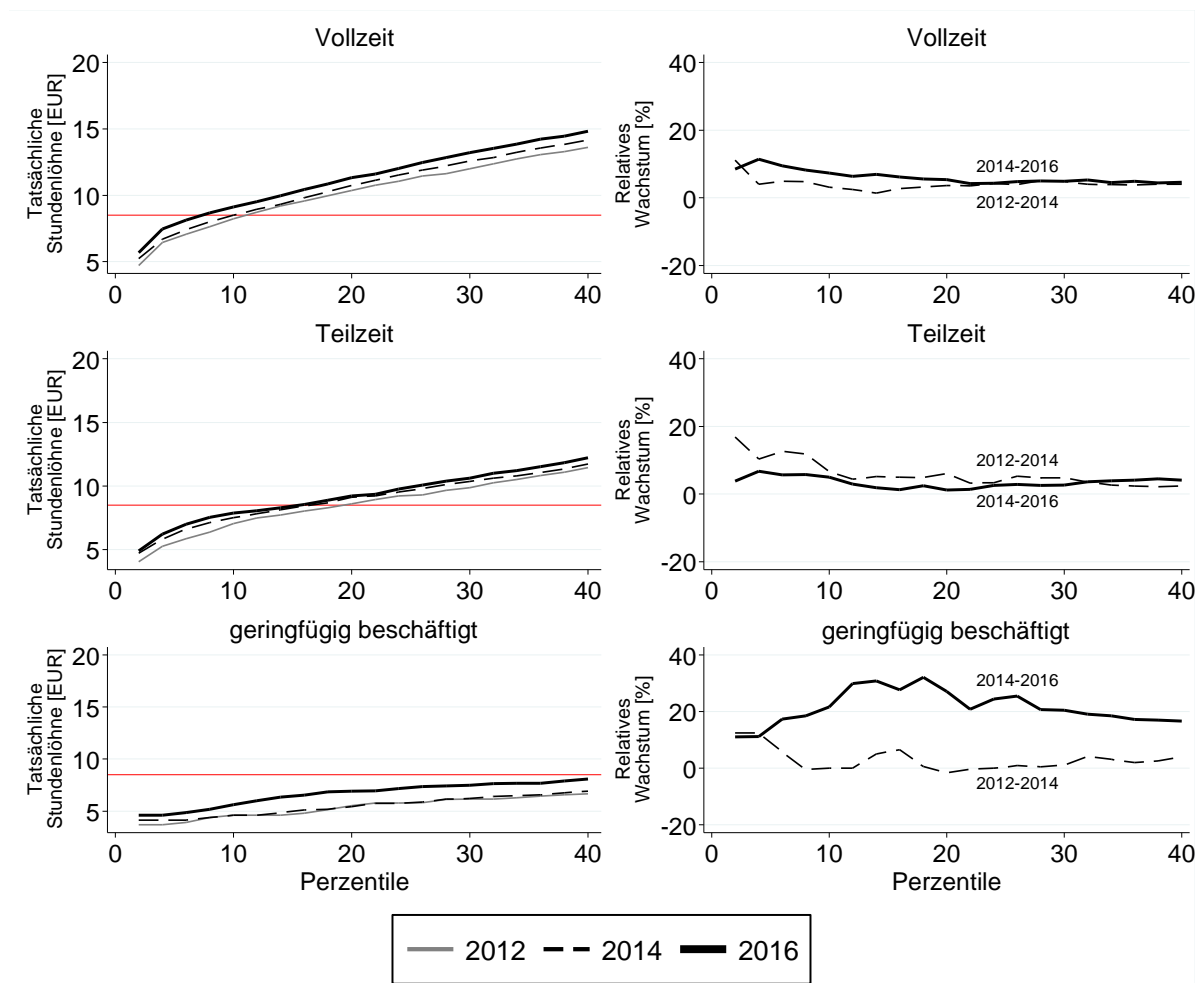
Abbildung A.12: Entwicklung der vertraglichen Stundenlöhne nach Beschäftigungsgruppen



Quelle: SOEPv33, Erhebungsjahre 2012-2016, Querschnittstichprobe, gewichtete Ergebnisse.

Anmerkung: Rote horizontale Linie links markiert 8,50 Euro.

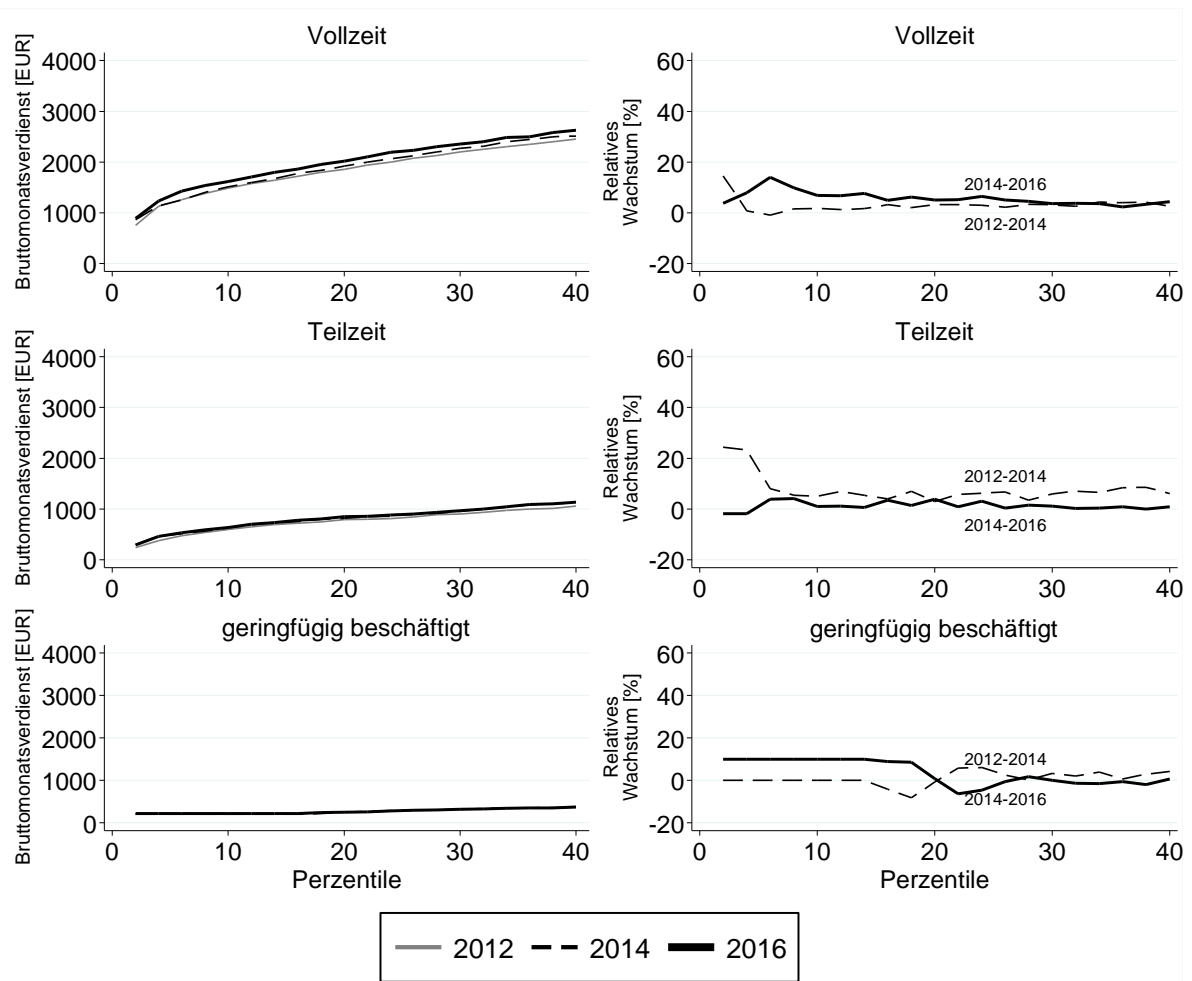
Abbildung A.13: Entwicklung der tatsächlichen Stundenlöhne nach Beschäftigungsgruppen



Quelle: SOEPv33, Erhebungsjahre 2012-2016, Querschnittstichprobe, gewichtete Ergebnisse.

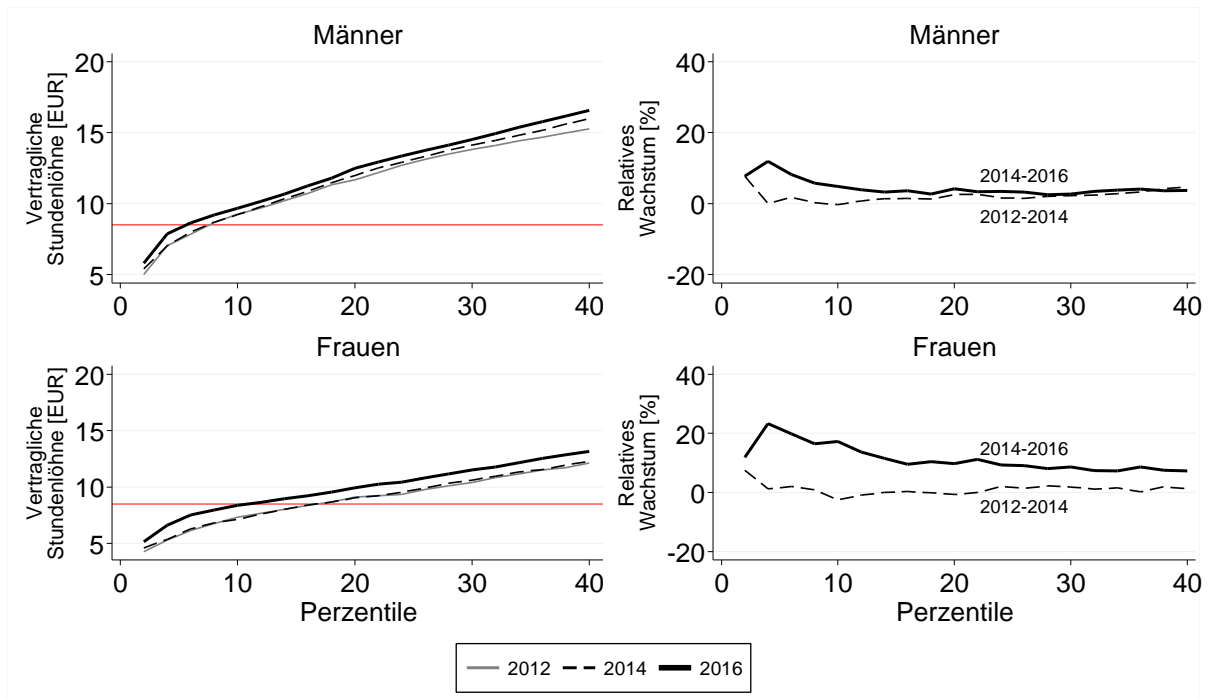
Anmerkung: Rote horizontale Linie links markiert 8,50 Euro.

Abbildung A.14: Entwicklung der Bruttomonatsverdienste nach Beschäftigungsgruppen



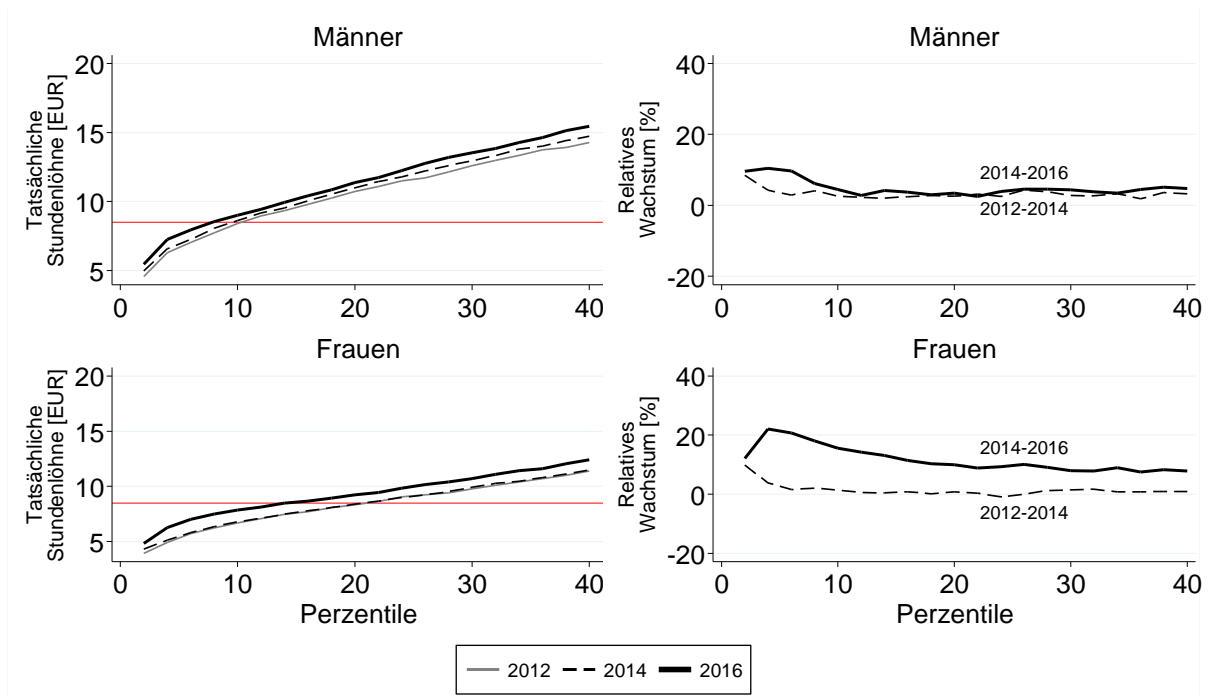
Quelle: SOEPv33, Erhebungsjahre 2012-2016, Querschnittstichprobe, gewichtete Ergebnisse.

Abbildung A.15: Entwicklung der vertraglichen Stundenlöhne nach Geschlecht



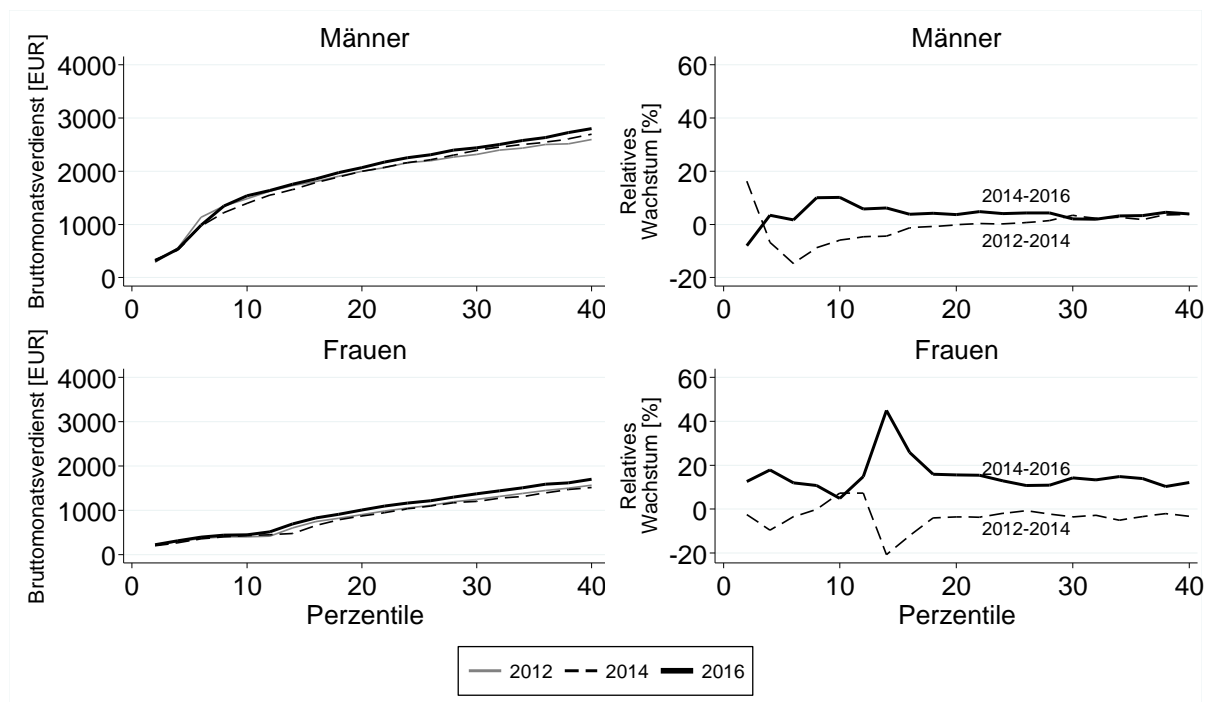
Quelle: SOEPv33, Erhebungsjahre 2012-2016, Querschnittstichprobe, gewichtete Ergebnisse.
Anmerkung: Rote horizontale Linie links markiert 8,50 Euro.

Abbildung A.16: Entwicklung der tatsächlichen Stundenlöhne nach Geschlecht



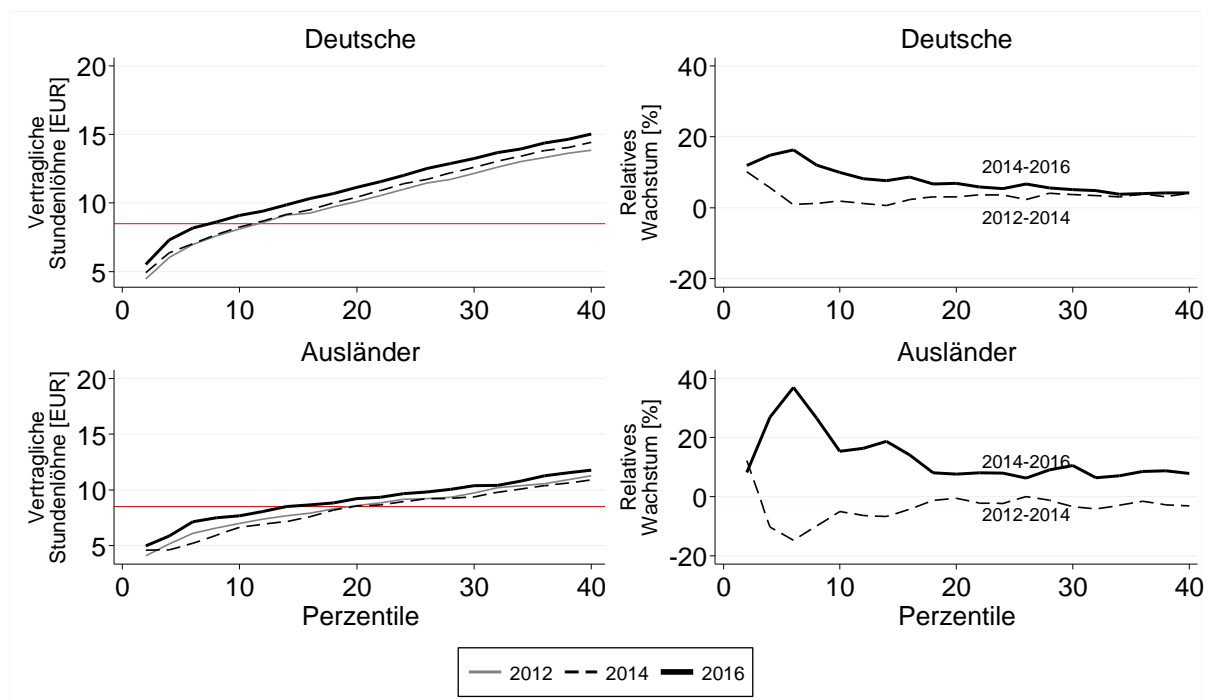
Quelle: SOEPv33, Erhebungsjahre 2012-2016, Querschnittstichprobe, gewichtete Ergebnisse.
Anmerkung: Rote horizontale Linie links markiert 8,50 Euro.

Abbildung A.17: Entwicklung der Bruttomonatsverdienste nach Geschlecht



Quelle: SOEPv33, Erhebungsjahre 2012-2016, Querschnittstichprobe, gewichtete Ergebnisse.

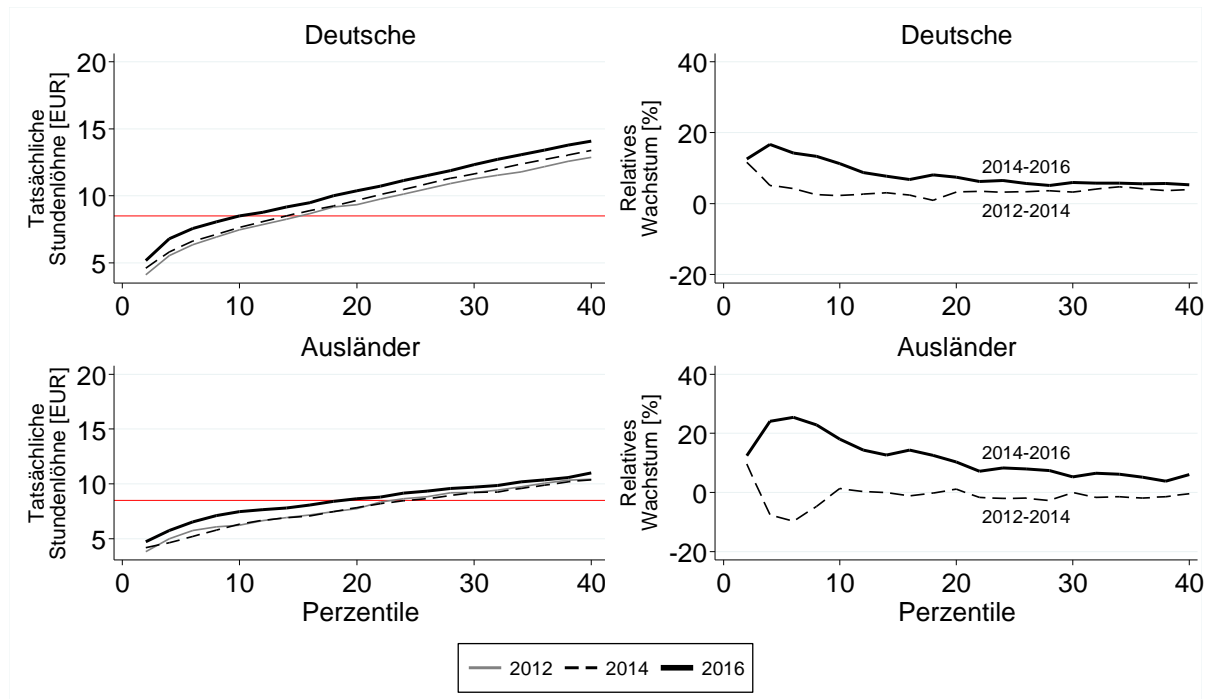
Abbildung A.18: Entwicklung der vertraglichen Stundenlöhne nach Staatsangehörigkeit



Quelle: SOEPv33, Erhebungsjahre 2012-2016, Querschnittstichprobe, gewichtete Ergebnisse.

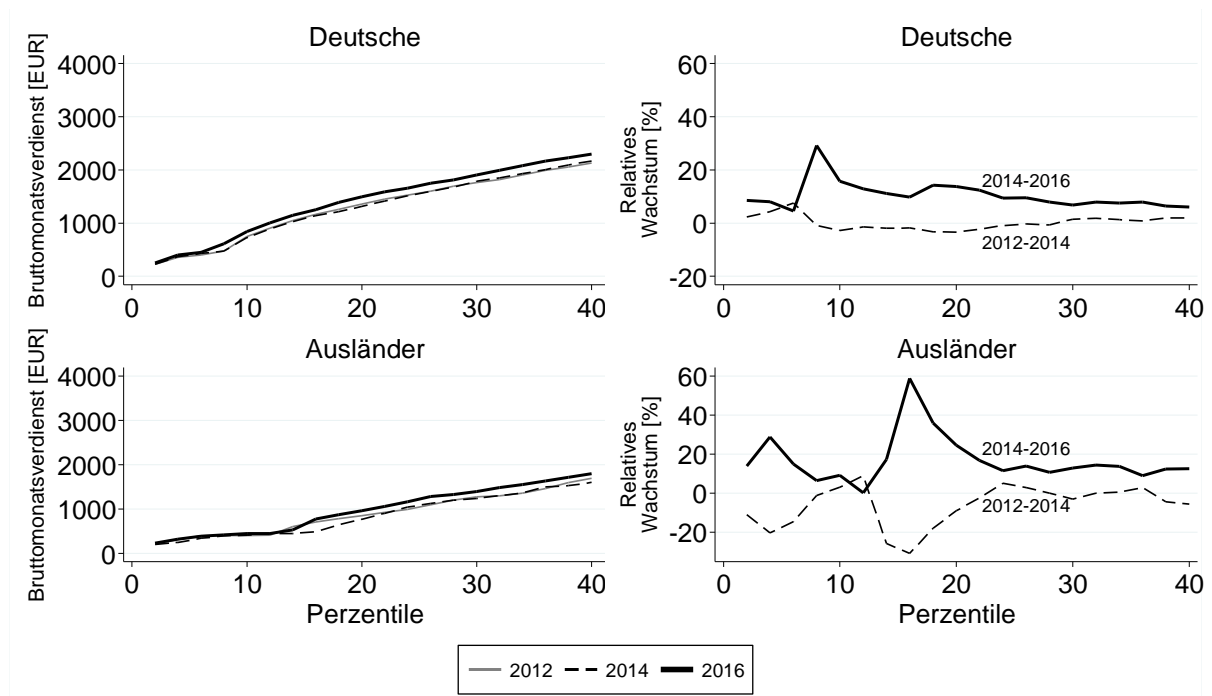
Anmerkung: Rote horizontale Linie links markiert 8,50 Euro.

Abbildung A.19: Entwicklung der tatsächlichen Stundenlöhne nach Staatsangehörigkeit



Quelle: SOEPv33, Erhebungsjahre 2012-2016, Querschnittstichprobe, gewichtete Ergebnisse.
Anmerkung: Rote horizontale Linie links markiert 8,50 Euro.

Abbildung A.20: Entwicklung der Bruttomonatsverdienste nach Staatsangehörigkeit

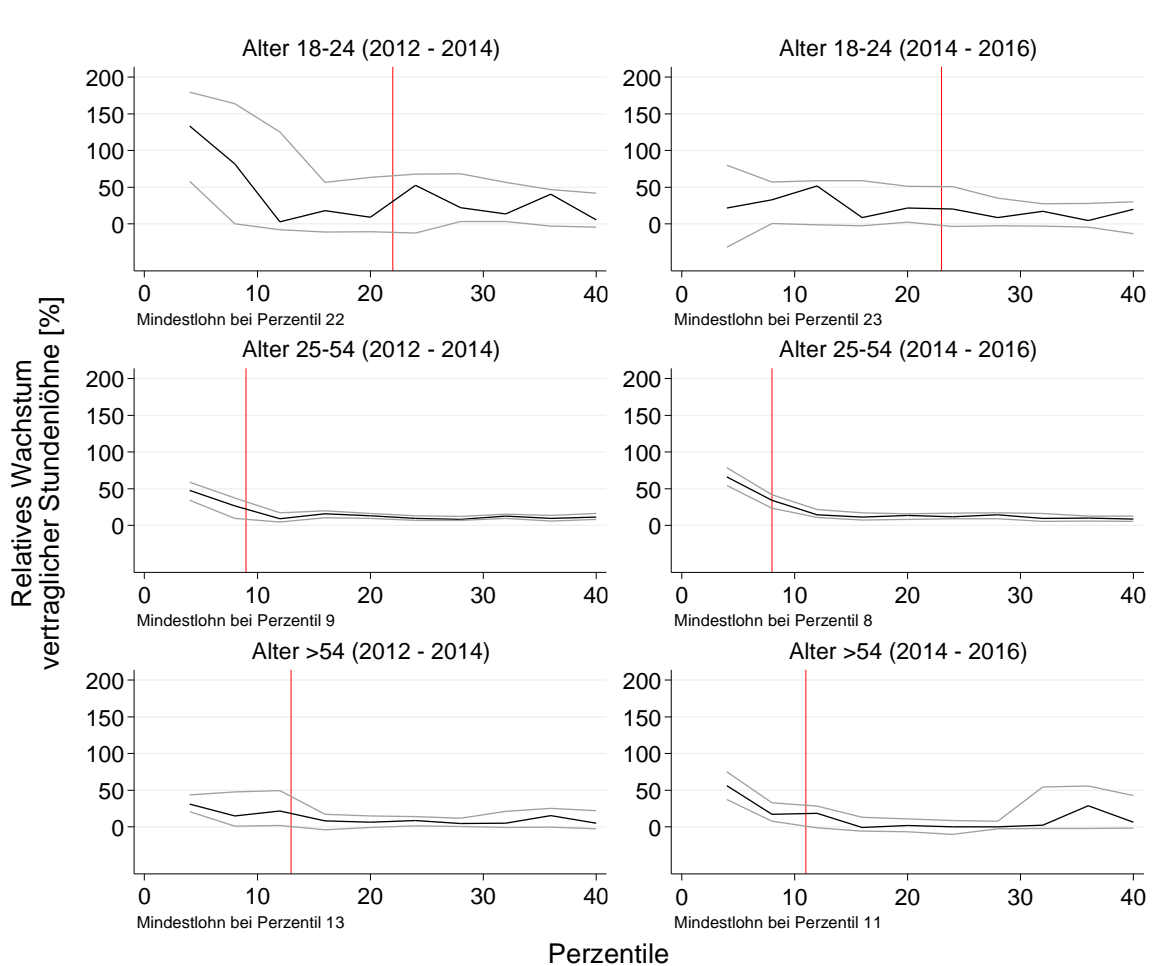


Quelle: SOEPv33, Erhebungsjahre 2012-2016, Querschnittstichprobe, gewichtete Ergebnisse.

A.3 Individuelle Lohnentwicklungen nach Subgruppen

In diesem Kapitel werden personalisierte Wachstumsinzidenzkurven für vertragliche Stundenlöhne nach Subgruppen präsentiert.

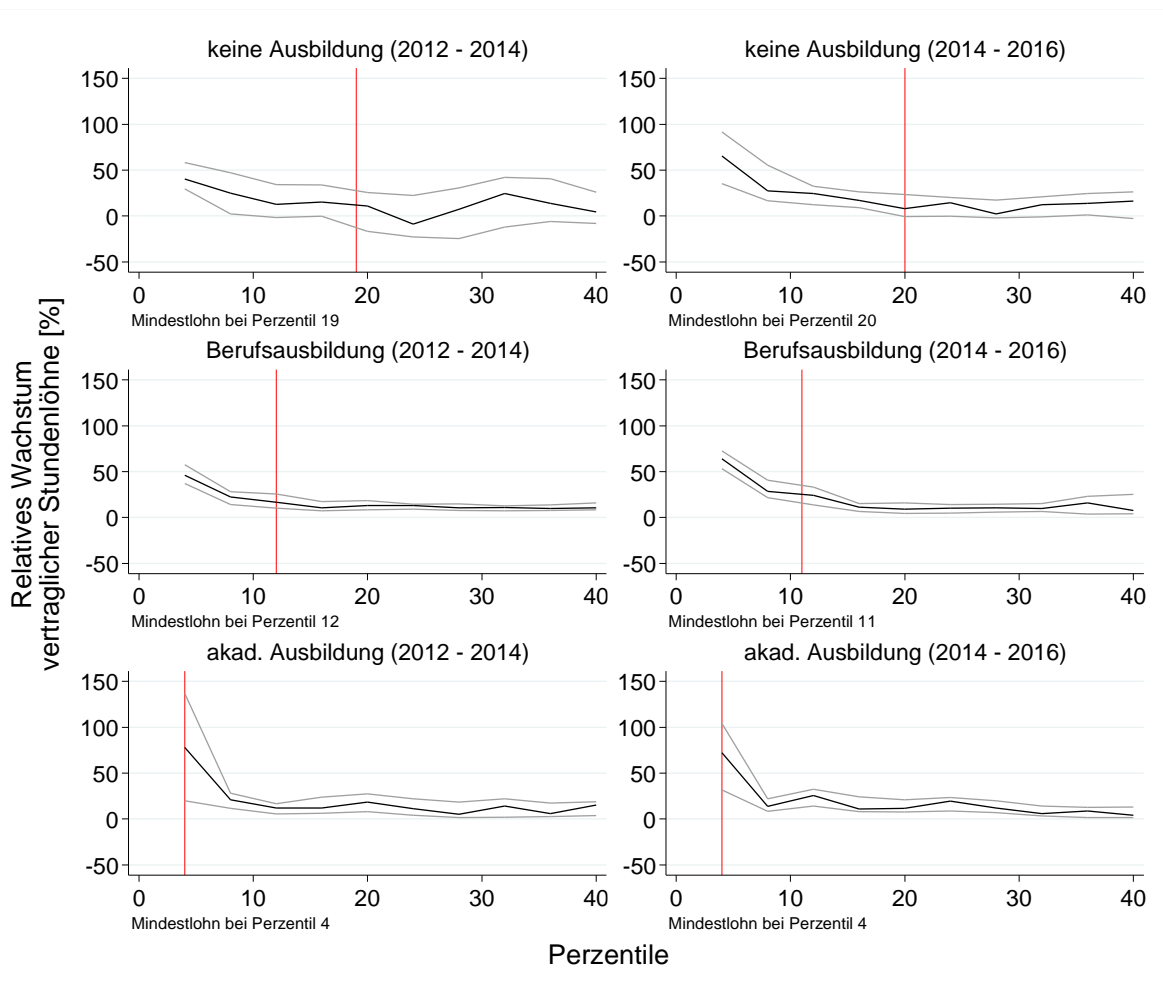
Abbildung A.21: Personalisierte Wachstumsinzidenzkurven für vertragliche Stundenlöhne nach Altersgruppen



Quelle: SOEPv33, Erhebungsjahre 2012-2016, Längsschnittstichprobe, gewichtete Ergebnisse.

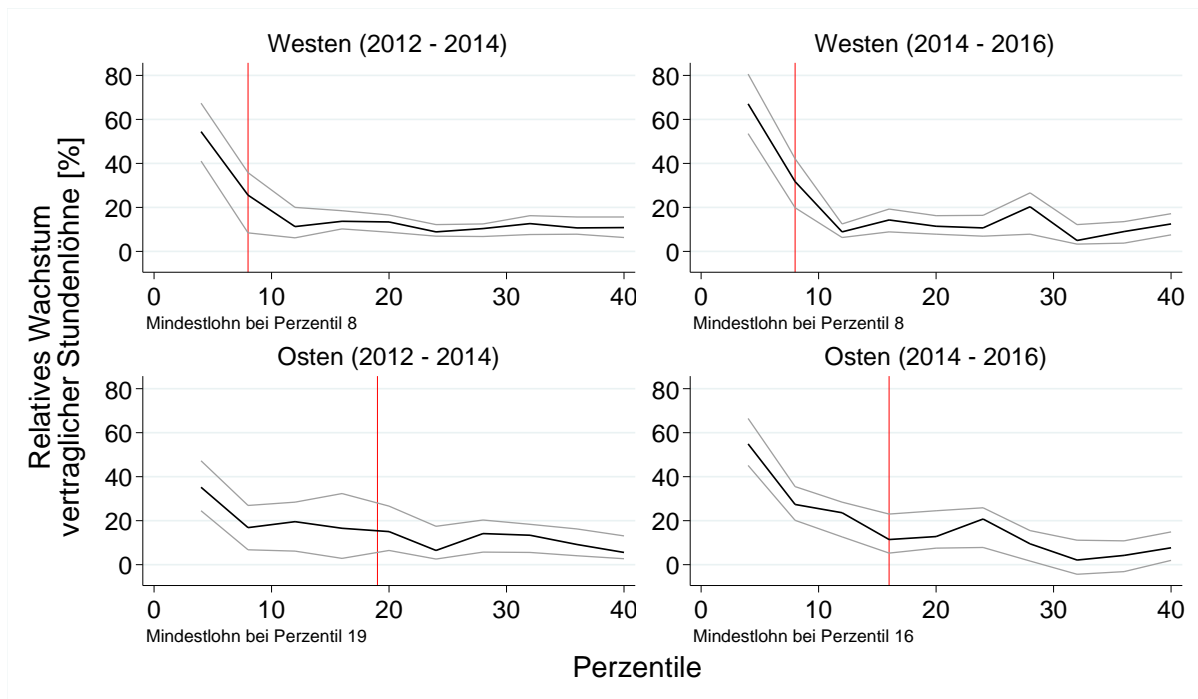
Anmerkung: Rote vertikale Linie markiert 8,50 Euro. 25 Quantile berechnet.

Abbildung A.22: Personalisierte Wachstumsinzidenzkurven für vertragliche Stundenlöhne nach Berufsbildung



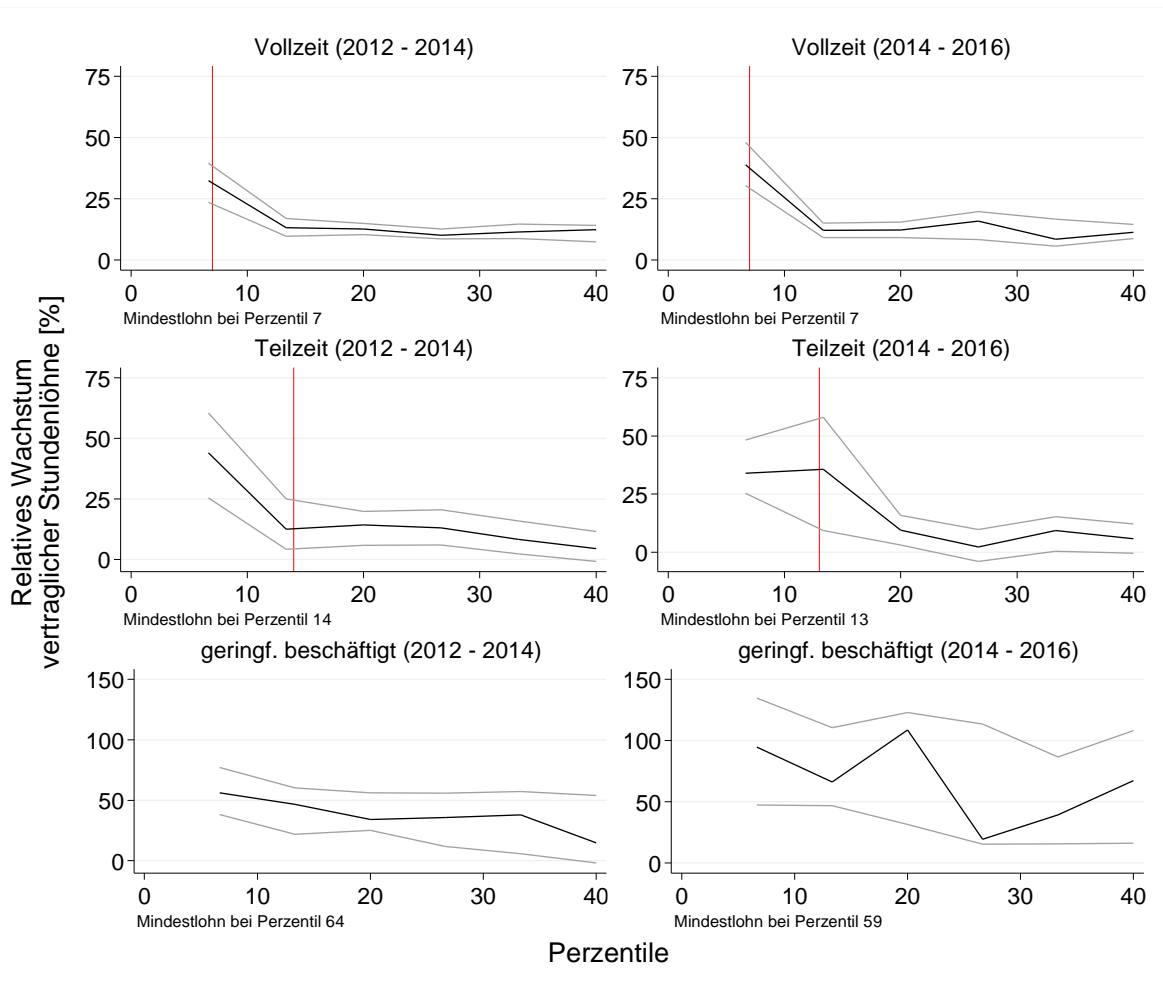
Quelle: SOEPv33, Erhebungsjahre 2012-2016, Längsschnittstichprobe, gewichtete Ergebnisse.
Anmerkung: Rote vertikale Linie markiert 8,50 Euro. 25 Quantile berechnet.

Abbildung A.23: Personalisierte Wachstumsinzidenzkurven für vertragliche Stundenlöhne für Ost- und Westdeutschland



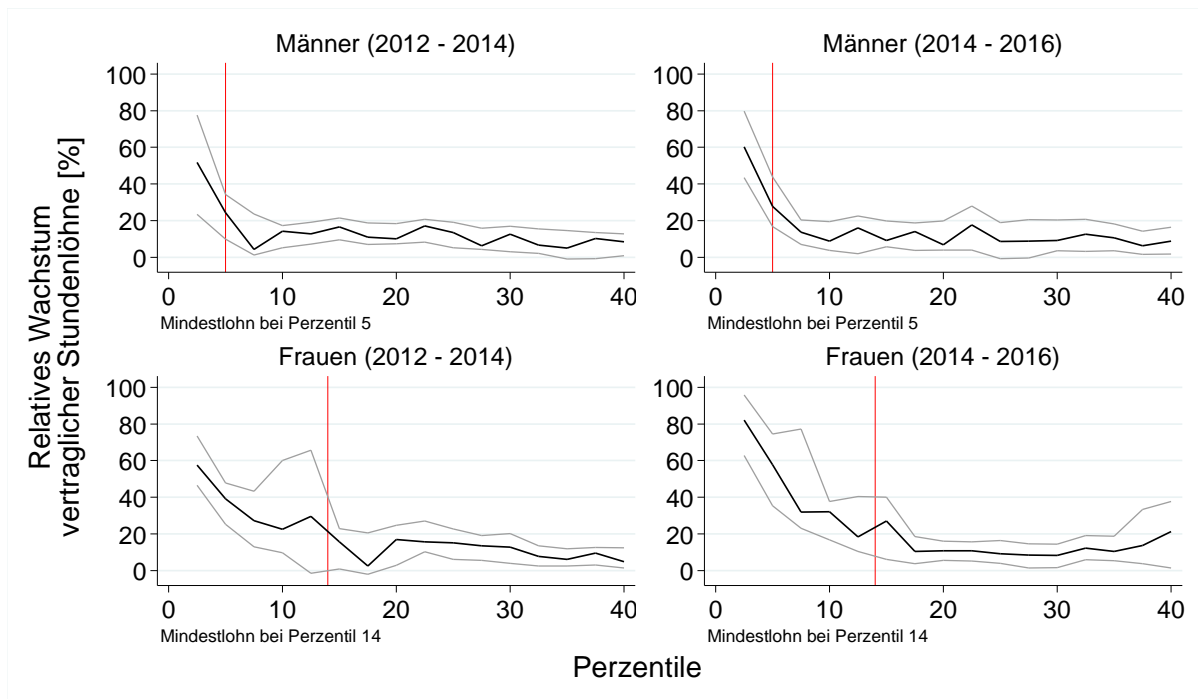
Quelle: SOEPv33, Erhebungsjahre 2012-2016, Längsschnittstichprobe, gewichtete Ergebnisse.
Anmerkung: Rote vertikale Linie markiert 8,50 Euro. 25 Quantile berechnet.

Abbildung A.24: Personalisierte Wachstumsinzidenzkurven für vertragliche Stundenlöhne nach Beschäftigungsgruppen



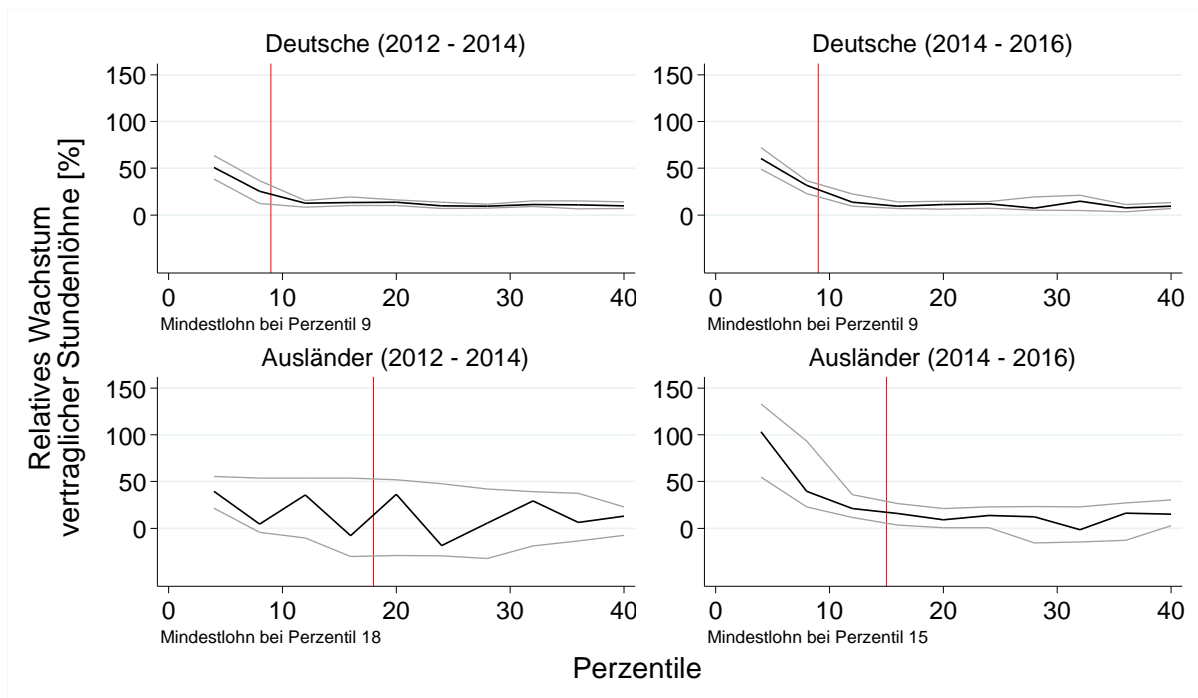
Quelle: SOEPv33, Erhebungsjahre 2012-2016, Längsschnittstichprobe, gewichtete Ergebnisse.
Anmerkung: Rote vertikale Linie markiert 8,50 Euro. 15 Quantile berechnet.

Abbildung A.25: Personalisierte Wachstumsinzidenzkurven für vertragliche Stundenlöhne nach Geschlecht



Quelle: SOEPv33, Erhebungsjahre 2012-2016, Längsschnittstichprobe, gewichtete Ergebnisse.
Anmerkung: Rote vertikale Linie markiert 8,50 Euro. 40 Quantile berechnet.

Abbildung A.26: Personalisierte Wachstumsinzidenzkurven für vertragliche Stundenlöhne nach Staatsangehörigkeit



Quelle: SOEPv33, Erhebungsjahre 2012-2016, Längsschnittstichprobe, gewichtete Ergebnisse.
Anmerkung: Rote vertikale Linie markiert 8,50 Euro. 25 Quantile berechnet.

A.4 Lohnentwicklungen unterhalb und oberhalb von 8,50 Euro im Aggregat und nach Subgruppen

Im Folgenden werden analog zu Tabelle 4.7 in Kapitel 4.3 Durchschnittswachstumsraten für unterhalb und oberhalb von 8,50 Euro Entlohnte nach Subgruppen präsentiert. Die Ergebnisse von der Analyse der vertraglichen Stundenlöhne werden mit den tatsächlichen Stundenlöhnen qualitativ bestätigt, wobei sie quantitativ schwächer ausfallen.

Tabelle A.6: Durchschnittliches Wachstum (in Euro und in Prozent) des tatsächlichen Stundenlohns unter- und oberhalb des Mindestlohns nach Subgruppen

		2012-2014						2014-2016					
		Lohn < 8,50			Lohn ≥ 8,50			Lohn < 8,50			Lohn ≥ 8,50		
		Konfidenzintervall (untere Grenze)	Punktschätzung	Konfidenzintervall (obere Grenze)	Konfidenzintervall (untere Grenze)	Punktschätzung	Konfidenzintervall (obere Grenze)	Konfidenzintervall (untere Grenze)	Punktschätzung	Konfidenzintervall (obere Grenze)	Konfidenzintervall (untere Grenze)	Punktschätzung	Konfidenzintervall (obere Grenze)
Aggregat	[EUR]	1,65	2,15	2,77	1,17	1,31	1,48	2,16	2,57	3,00	0,88	1,03	1,19
	[%]	27,5	35,6	45,0	8,0	8,8	9,8	34,6	40,8	47,4	6,3	7,2	8,2
Männer	[EUR]	1,48	2,48	3,65	1,22	1,46	1,68	2,15	2,80	3,64	0,96	1,17	1,38
	[%]	22,8	41,9	66,6	7,8	9,0	10,4	32,9	42,7	55,2	6,3	7,6	8,8
Frauen	[EUR]	1,54	2,04	2,80	0,99	1,14	1,37	2,05	2,47	2,94	0,61	0,86	1,10
	[%]	26,5	33,4	42,8	7,3	8,5	10,2	33,4	40,1	47,5	5,1	6,7	8,3
Westen	[EUR]	1,83	2,63	3,67	1,21	1,37	1,55	2,47	3,04	3,67	0,93	1,11	1,30
	[%]	30,8	43,5	58,9	8,0	9,0	10,0	39,7	48,2	57,5	6,4	7,5	8,6
Osten	[EUR]	0,99	1,36	1,78	0,84	1,06	1,30	1,40	1,68	2,08	0,39	0,69	0,97
	[%]	16,6	22,4	29,5	6,0	7,7	9,6	22,7	27,3	33,7	4,1	5,9	7,7
Vollzeit	[EUR]	1,45	1,94	2,45	1,30	1,45	1,63	1,94	2,42	3,00	1,06	1,21	1,37
	[%]	23,3	32,6	43,1	8,4	9,4	10,3	29,2	36,1	45,3	7,0	7,9	8,9
Teilzeit	[EUR]	1,50	2,23	3,01	0,26	0,62	0,92	1,26	2,16	3,33	-0,38	0,26	0,76
	[%]	25,3	38,2	53,1	4,0	6,2	8,4	21,7	33,8	52,0	1,9	4,6	7,2
Marginal	[EUR]	1,22	2,64	5,23	-1,43	-0,55	0,46	2,28	3,23	3,94	-2,47	-1,02	-0,08
	[%]	22,9	40,9	73,2	-10,7	-2,4	7,7	41,6	57,6	70,6	-13,2	-4,6	3,3
Alter 18-24	[EUR]	1,43	2,62	3,68	0,37	1,15	1,80	1,40	2,01	2,59	0,38	0,96	1,59
	[%]	28,5	49,1	69,1	5,4	11,0	16,6	21,6	32,4	43,2	4,8	9,0	14,2
Alter 25-54	[EUR]	1,62	2,29	3,15	1,23	1,39	1,59	2,45	2,94	3,50	0,93	1,10	1,29
	[%]	27,0	37,4	51,8	8,1	9,1	10,2	38,9	46,0	54,6	6,7	7,6	8,6
Alter >54	[EUR]	0,90	1,53	2,20	0,65	0,93	1,26	1,04	1,65	2,38	0,32	0,72	1,18
	[%]	14,5	24,4	34,5	5,0	6,6	8,9	18,3	28,5	40,4	2,2	4,7	8,0
Deutsche	[EUR]	1,67	2,23	3,02	1,16	1,30	1,47	2,18	2,60	3,08	0,84	1,00	1,19
	[%]	27,9	36,8	48,6	7,8	8,6	9,7	34,9	40,9	47,9	6,1	7,0	8,2
Ausländer- Innen	[EUR]	0,82	1,68	2,48	0,89	1,41	1,93	1,58	2,31	3,12	0,85	1,37	1,98
	[%]	14,3	27,6	40,5	6,9	10,7	14,3	25,9	40,2	56,2	5,8	9,0	12,6
keine Ausbildung	[EUR]	0,68	1,29	2,12	0,30	1,07	1,91	1,45	1,84	2,36	-0,21	0,29	0,80
	[%]	12,7	22,8	34,7	3,5	8,3	13,4	22,8	31,0	42,4	1,6	4,5	7,2
Berufsaus- bildung	[EUR]	1,47	1,80	2,11	0,92	1,07	1,26	2,10	2,40	2,79	0,75	0,92	1,12
	[%]	24,3	30,0	35,2	6,9	7,9	9,0	33,6	38,3	44,7	5,7	7,0	8,5
akademische Ausbildung	[EUR]	2,21	6,44	12,04	1,63	1,87	2,17	2,98	5,39	8,37	1,08	1,45	1,79
	[%]	34,9	102,2	180,9	9,3	10,6	12,2	46,5	81,5	122,1	6,6	8,3	10,0

Quelle: SOEPv33, Erhebungsjahre 2012-2016, Längsschnittstichprobe.

Anmerkung: Erste Zeile in jeder Subgruppe gibt nominales Wachstum in Euro an, zweite Zeile relatives Wachstum in Prozent. Gewichtete Ergebnisse.

Tabelle A.7: Durchschnittliches Wachstum (in Euro und in Prozent) des Bruttomonatsverdiensts unter- und oberhalb von 450 Euro nach Subgruppen

		2012-2014						2014-2016					
		Lohn < 450			Lohn ≥ 450			Lohn < 450			Lohn ≥ 450		
		Konfidenzintervall (untere Grenze)	Punktschätzung	Konfidenzintervall (obere Grenze)	Konfidenzintervall (untere Grenze)	Punktschätzung	Konfidenzintervall (obere Grenze)	Konfidenzintervall (untere Grenze)	Punktschätzung	Konfidenzintervall (obere Grenze)	Konfidenzintervall (untere Grenze)	Punktschätzung	Konfidenzintervall (obere Grenze)
Aggregat	[EUR]	121,54	177,40	245,82	179,70	201,38	221,86	246,28	364,66	511,75	177,29	199,68	223,06
	[%]	33,4	47,9	66,3	7,7	8,6	9,5	71,6	105,2	140,9	8,7	9,9	11,1
Männer	[EUR]	98,93	331,35	652,99	193,72	231,04	268,19	413,80	1032,5	1558,8	175,93	207,94	242,45
	[%]	26,0	83,3	166,7	6,8	8,0	9,1	106,4	252,1	384,5	6,7	7,9	9,2
Frauen	[EUR]	106,52	153,52	214,11	138,82	169,42	197,73	191,40	260,71	326,98	155,90	188,20	214,43
	[%]	29,7	42,3	57,7	7,8	9,3	10,7	58,0	79,2	103,4	9,7	11,5	13,3
Westen	[EUR]	116,20	179,77	258,76	180,74	205,39	231,51	225,89	352,86	494,27	189,65	216,13	246,18
	[%]	32,3	48,5	69,1	7,5	8,5	9,5	67,2	100,0	134,3	8,5	9,8	11,4
Osten	[EUR]	73,01	148,16	238,39	149,24	185,93	219,84	253,23	506,88	795,73	96,49	133,16	172,06
	[%]	21,1	40,2	64,3	7,4	9,2	11,0	64,9	132,6	209,1	6,9	8,6	10,6
Vollzeit	[EUR]	97,81	269,92	548,11	174,50	201,52	225,88	368,89	594,73	1259,2	169,66	194,16	220,41
	[%]	29,7	68,2	129,6	6,6	7,7	8,5	84,7	155,7	314,8	6,8	8,0	9,1
Teilzeit	[EUR]	16,75	316,67	760,09	159,83	201,33	260,27	82,63	249,87	541,57	170,71	225,27	285,19
	[%]	6,6	77,1	184,4	11,1	14,0	17,5	26,1	65,4	129,1	14,1	18,3	23,2
Marginal	[EUR]	102,59	158,86	231,94	Keine Beobachtungen			247,54	367,30	518,45	Keine Beobachtungen		
	[%]	29,5	43,8	62,2				70,7	103,6	140,3			
Alter 18-24	[EUR]	-25,00	100,62	180,00	137,82	252,69	344,89	133,76	268,29	452,57	-41,89	121,53	254,12
	[%]	-6,1	25,2	45,0	12,0	18,0	24,5	33,4	83,0	130,7	0,7	9,7	17,6
Alter 25-54	[EUR]	156,32	236,12	322,35	197,78	223,68	251,30	354,52	526,59	705,97	203,10	231,17	256,49
	[%]	42,8	63,2	84,2	8,2	9,1	10,1	101,7	147,6	190,7	9,4	10,9	12,3
Alter >54	[EUR]	-15,46	11,20	39,81	26,24	78,96	125,50	21,74	53,64	107,61	11,83	65,88	125,15
	[%]	-2,5	4,5	12,1	2,0	3,8	6,3	6,8	15,3	29,0	1,3	3,5	5,5
Deutsche	[EUR]	102,21	161,86	215,64	178,31	201,07	222,89	219,36	346,99	524,00	174,62	197,09	220,08
	[%]	29,3	44,7	58,3	7,6	8,5	9,3	61,1	95,6	138,0	8,3	9,4	10,7
Ausländer- Innen	[EUR]	46,85	243,01	553,78	104,78	206,73	291,38	219,84	456,14	725,37	143,19	221,82	299,91
	[%]	12,6	60,7	139,0	6,2	10,4	14,6	60,6	138,8	236,0	7,1	11,2	15,9
keine Ausbildung	[EUR]	48,90	138,77	270,33	47,29	147,57	269,06	118,22	270,02	477,67	34,35	94,09	148,27
	[%]	16,0	39,2	72,1	3,0	6,8	10,7	29,6	64,0	109,1	4,0	6,4	9,1
Berufsausbild- ung	[EUR]	115,10	183,35	247,79	128,87	153,00	177,11	220,12	373,97	563,98	154,42	179,71	208,21
	[%]	31,7	49,4	64,6	6,7	7,9	9,1	65,0	104,1	150,2	8,2	9,4	10,6
akademische Ausbildung	[EUR]	-8,33	217,14	729,99	272,84	322,46	373,58	172,96	500,28	961,06	218,46	272,74	330,69
	[%]	-3,9	54,7	201,6	9,2	10,8	12,6	54,9	169,7	309,5	8,2	10,9	13,6

Quelle: SOEPv33, Erhebungsjahre 2012-2016, Längsschnittstichprobe.

Anmerkung: Erste Zeile in jeder Subgruppe gibt nominales Wachstum in Euro an, zweite Zeile relatives Wachstum in Prozent. Gewichtete Ergebnisse.

A.5 Lohnmobilität

Die Analysen zur Lohnmobilität werden hier für tatsächliche Stundenlöhne wiederholt (Tabelle A.8) und die Anzahl der Observationen berichtet, die den Berechnungen in Tabelle 4.8 und Tabelle 4.9 (in Kapitel 4.4) zugrunde liegen.

Da die Ergebnisse für tatsächliche Stundenlöhne sich mit denen für vertragliche Stundenlöhne in Kapitel 4.4 decken, bleiben die Tabellen hier unkommentiert.

Tabelle A.8: Übergangsmatrix für Zielvariable tatsächlicher Stundenlohn (2012 nach 2014).

		Gruppenzuordnung 2014				
		nicht erwerbstä- tig	bis EUR 8,50	EUR 8,50 - 10,50	EUR 10,50 -12,00	ab EUR 12,00
Gruppenzuordnung 2012	nicht erwerbstätig	0,923 (0,004)	0,025 (0,002)	0,016 (0,002)	0,008 (0,001)	0,028 (0,002)
	bis EUR 8,50	0,237 (0,021)	0,374 (0,026)	0,246 (0,024)	0,059 (0,017)	0,084 (0,012)
	EUR 8,50-10,50	0,135 (0,019)	0,114 (0,017)	0,319 (0,027)	0,177 (0,023)	0,256 (0,027)
	EUR 10,50-12,00	0,135 (0,024)	0,014 (0,005)	0,076 (0,015)	0,272 (0,029)	0,503 (0,035)
	ab EUR 12,00	0,087 (0,007)	0,006 (0,002)	0,013 (0,003)	0,017 (0,003)	0,877 (0,008)

Quelle: SOEPv33, Erhebungsjahre 2012-2014, Längsschnittstichprobe.

Anmerkung: Standardabweichung in Klammern. Kategorie 'EUR x - y' ist als 'über EUR x bis EUR y' zu lesen. N=14.649. Alle Wahrscheinlichkeiten sind als Dezimalwerte ausgewiesen (d.h. 0,285 = 28,5%). Gewichtete Ergebnisse.

Tabelle A.9: Übergangsmatrix für Zielvariable tatsächlicher Stundenlohn (2014 nach 2016).

		Gruppenzuordnung 2016				
		nicht erwerbstä- tig	bis EUR 8,50	EUR 8,50 - 10,50	EUR 10,50 -12,00	ab EUR 12,00
Gruppenzuordnung 2014	nicht erwerbstätig	0,930 (0,004)	0,015 (0,002)	0,014 (0,002)	0,006 (0,001)	0,035 (0,003)
	bis EUR 8,50	0,186 (0,021)	0,314 (0,024)	0,285 (0,027)	0,101 (0,017)	0,114 (0,020)
	EUR 8,50-10,50	0,174 (0,024)	0,131 (0,017)	0,331 (0,026)	0,182 (0,021)	0,182 (0,022)
	EUR 10,50-12,00	0,131 (0,026)	0,023 (0,013)	0,131 (0,022)	0,262 (0,035)	0,453 (0,035)
	ab EUR 12,00	0,089 (0,006)	0,005 (0,002)	0,012 (0,002)	0,017 (0,002)	0,877 (0,007)

Quelle: SOEPv33, Erhebungsjahre 2014-2016, Längsschnittstichprobe.

Anmerkung: Standardabweichung in Klammern. Kategorie 'EUR x - y' ist als 'über EUR x bis EUR y' zu lesen. N=14.501. Alle Wahrscheinlichkeiten sind als Dezimalwerte ausgewiesen (d.h. 0,285 = 28,5%). Gewichtete Ergebnisse.

Tabelle A.10: Fallzahlen für Übergangsmatrix des vertraglichen Stundenlohns

		Gruppenzuordnung 2014					Total
		nicht erwerbstätig	bis EUR 8,50	EUR 8,50-10,50	EUR 10,50-12,00	ab EUR 12,00	
Gruppenzuordnung 2012	nicht erwerbstätig	7.487	215	161	72	375	8.310
	bis EUR 8,50	158	246	124	32	48	608
	EUR 8,50-10,50	85	38	224	112	134	593
	EUR 10,50-12,00	55	11	34	113	205	418
	ab EUR 12,00	356	30	38	71	4.114	4.609

Quelle: SOEP v33, Erhebungsjahre 2012-2014, Längsschnittstichprobe, eigene Berechnungen.

Tabelle A.11: Fallzahlen für Übergangsmatrix des vertraglichen Stundenlohns

		Gruppenzuordnung 2016					Total
		nicht erwerbstätig	bis EUR 8,50	EUR 8,50-10,50	EUR 10,50-12,00	ab EUR 12,00	
Gruppenzuordnung 2014	nicht erwerbstätig	7.135	146	182	72	351	7.886
	bis EUR 8,50	147	161	176	41	70	595
	EUR 8,50-10,50	96	51	250	126	137	660
	EUR 10,50-12,00	59	11	55	108	207	440
	ab EUR 12,00	370	21	54	70	4.302	4.817

Quelle: SOEP v33, Erhebungsjahre 2014-2016, Längsschnittstichprobe, eigene Berechnungen.

Tabelle A.12: Fallzahlen für Übergangsmatrix des tatsächlichen Stundenlohns

		Gruppenzuordnung 2014					Total
		nicht erwerbstätig	bis EUR 8,50	EUR 8,50-10,50	EUR 10,50-12,00	ab EUR 12,00	
Gruppenzuordnung 2012	nicht erwerbstätig	7487	264	154	79	325	8309
	bis EUR 8,50	186	341	187	42	79	835
	EUR 8,50-10,50	86	79	217	115	164	661
	EUR 10,50-12,00	65	16	52	136	264	533
	ab EUR 12,00	314	31	50	89	3827	4311

Quelle: SOEP v33, Erhebungsjahre 2012-2014, Längsschnittstichprobe, eigene Berechnungen.

Tabelle A.13: Fallzahlen für Übergangsmatrix des tatsächlichen Stundenlohns

		Gruppenzuordnung 2016					Total
		nicht erwerbstätig	bis EUR 8,50	EUR 8,50-10,50	EUR 10,50-12,00	ab EUR 12,00	
Gruppenzuordnung 2014	nicht erwerbstätig	7.135	193	180	60	315	7.883
	bis EUR 8,50	169	273	222	70	73	807
	EUR 8,50-10,50	109	88	262	141	161	761
	EUR 10,50-12,00	53	12	69	126	225	485
	ab EUR 12,00	339	29	69	95	4.033	4.565

Quelle: SOEP v33, Erhebungsjahre 2014-2016, Längsschnittstichprobe, eigene Berechnungen.

Tabelle A.14: Fallzahlen für Übergangsmatrix des Bruttomonatsverdienstes

		Gruppenzuordnung 2014				Total
		nicht erwerbstätig	≤EUR 450 <ML	≤EUR 45 ≥ML	>EUR 450	
Gruppenzuordnung 2012	nicht erwerbstätig	7.487	106	86	631	8.310
	≤EUR 450 <ML	79	84	38	40	241
	≤EUR 450 ≥ML	40	13	63	41	157
	>EUR 450	535	15	24	5419	5.993

Quelle: SOEP v33, Erhebungsjahre 2012-2014, Längsschnittstichprobe, eigene Berechnungen.

Tabelle A.15: Fallzahlen für Übergangsmatrix des Bruttomonatsverdienstes

		Gruppenzuordnung 2016			Total	
		nicht erwerbstätig	≤EUR 450, <ML	≤EUR 450, ≥ML		>EUR 450
Gruppenzuordnung 2014	nicht erwerbstätig	7.135	86	104	561	7.886
	≤EUR 450, <ML	73	47	56	48	224
	≤EUR 450, ≥ML	56	22	73	46	197
	>EUR 450	543	11	33	5.657	6.244

Quelle: SOEP v33, Erhebungsjahre 2014-2016, Längsschnittstichprobe, eigene Berechnungen.

A.6 Ungleichheitszerlegung

Tabelle A.16: Ungleichheitszerlegung vertraglicher Stundenlöhne mit Subgruppendekomposition

		2012	2013	2014	2015	2016
<i>untere Grenze</i>		0,110	0,112	0,116	0,113	0,106
MLD		0,115	0,117	0,121	0,117	0,111
<i>obere Grenze</i>		0,120	0,122	0,125	0,122	0,116
Geschlecht	intra	93,5%	93,8%	93,1%	93,8%	94,2%
	inter	6,5%	6,2%	6,9%	6,2%	5,8%
Ost-/Westdeutschland	intra	97,1%	96,6%	97,4%	96,8%	97,4%
	inter	2,9%	3,4%	2,6%	3,2%	2,6%
Beschäftigung	intra	86,9%	86,7%	85,9%	88,4%	88,1%
	inter	13,1%	13,3%	14,1%	11,6%	11,9%
Altersgruppen	intra	94,7%	95,3%	95,3%	95,5%	95,2%
	inter	5,3%	4,7%	4,7%	4,5%	4,8%
Bildungsgruppen	intra	80,7%	79,8%	80,8%	80,3%	81,0%
	inter	19,3%	20,2%	19,2%	19,7%	19,0%
Staatsangehörigkeit	intra	99,4%	99,1%	98,3%	99,0%	98,7%
	inter	0,6%	0,9%	1,7%	1,0%	1,3%

Quelle: SOEPv33, Erhebungsjahre 2012-2016, Querschnittstichprobe.

Anmerkung: Obere und untere Grenzen des 95% Konfidenzintervalls per Bootstrapping-Verfahren ermittelt. Die Zeilen ‚intra‘ und ‚inter‘ beschreiben den relativen Anteil von Intra- und Intergruppenungleichheit. Gewichtete Ergebnisse.

Die Subgruppenanalysen zeigen, dass die Ungleichheit insgesamt stärker auf Ungleichheiten innerhalb der Gruppen als auf Unterschiede in den Durchschnittslöhnen zwischen den Gruppen zurückzuführen ist. Lediglich bei der Aufteilung nach Beschäftigungsgruppen, also nach Vollzeit-, Teilzeit- oder geringfügig Beschäftigten, (12% in 2016) und Bildungsgruppen (19% in 2016) gibt es einen nennenswerten Ungleichheitsanteil, der von Unterschieden zwischen den Gruppen herrührt (Intergruppenkomponente). Bei der Aufteilung in Inter- und Intragruppenkomponente sind kaum Veränderungen über die Zeit zu erkennen.

Die Ungleichheitszerlegung wird für die Gruppe der Personen, die unterhalb von 8,50 Euro verdienen, wiederholt (Tabelle A.17). Die MLD liegt mit 0,016 im Jahr 2016 statistisch signifikant niedriger als mit 0,017 im Jahr 2014. Die Konfidenzintervalle belaufen sich auf [0,016; 0,019] im Jahr 2014 und [0,014; 0,018] im Jahr 2016. D.h., auch die Löhne in diesem Bereich bewegen sich Richtung Mindestlohn. Der Anteil der Intergruppenkomponente ist, aufgrund der einheitlichen Lohnobergrenze von 8,50 Euro und der damit verbundenen technisch bedingten Angleichung der gruppenspezifischen Durchschnittslöhne in allen Gruppen, niedriger

als für die Gesamtstichprobe. Komplementär steigen die Intragruppenanteile in allen Subgruppen an. Unterhalb der Mindestlohngrenze ist also kaum eine differentielle Ungleichheit in den Subgruppen zu erkennen. Besonders fällt dies in der Aufteilung nach Vollzeit-, Teilzeit- oder Marginalbeschäftigten auf (Beschäftigungsgruppen): Die Intergruppenkomponente steigt von 4,2% im Jahr 2012 über 9,2% im Jahr 2013 auf 10,3% im Jahr 2014, um dann auf 3,1% im Jahr 2015 und 1,6% im Jahr 2016 zu sinken. Eine derartige Verringerung ist in der Gesamtstichprobe (Tabelle A.16) nicht zu erkennen. Die Mindestlohneinführung geht also mit einer Angleichung der Lohnverteilungen unterhalb von 8,50 Euro in den Subgruppen einher.

Tabelle A.17: Ungleichheitszerlegung vertraglicher Stundenlöhne nach Subgruppen für unter 8,50 Euro Entlohnte

		2012	2013	2014	2015	2016
MLD	<i>untere Grenze</i>	0,020	0,017	0,016	0,016	0,014
		0,023	0,019	0,017	0,019	0,016
	<i>obere Grenze</i>	0,025	0,022	0,019	0,022	0,018
Geschlecht	intra	100,0%	100,0%	99,7%	98,8%	99,6%
	inter	0,0%	0,0%	0,3%	1,2%	0,4%
Ost-/Westdeutschland	intra	100,0%	99,9%	99,5%	99,2%	99,8%
	inter	0,0%	0,1%	0,5%	0,8%	0,2%
Beschäftigung	intra	95,8%	90,8%	89,7%	96,9%	98,4%
	inter	4,2%	9,2%	10,3%	3,1%	1,6%
Altersgruppen	intra	99,0%	99,1%	99,4%	98,8%	98,0%
	inter	1,0%	0,9%	0,6%	1,2%	2,0%
Bildungsgruppen	intra	99,0%	99,2%	97,8%	98,7%	97,7%
	inter	1,0%	0,8%	2,2%	1,3%	2,3%
Staatsangehörigkeit	intra	100,0%	100,0%	98,2%	100,0%	100,0%
	inter	0,0%	0,0%	1,8%	0,0%	0,0%

Quelle: SOEPv33, Erhebungsjahre 2012-2016, Querschnittstichprobe.

Anmerkung: Obere und untere Grenzen beziehen sich auf das 95% Konfidenzintervall per Bootstrapping-Verfahren ermittelt. Die Zeilen ‚intra‘ und ‚inter‘ beschreiben den relativen Anteil von Intra- und Intergruppenungleichheit. Gewichtete Ergebnisse.

Die Ungleichheitsanalysen werden für die Zielvariablen tatsächliche Stundenlöhne und Bruttomonatsverdienste wiederholt. Die Befunde für die tatsächlichen Stundenlöhne in Tabelle A.18 ähneln denen für vertragliche Stundenlöhne. Die MLD sinkt von 0,112 im Jahr 2014 auf 0,104 im Jahr 2016. Das Konfidenzintervall für 2014 [0,108; 0,116] berührt jenes für 2016 [0,099; 0,108]. Die Reduktion des MLD ist dennoch statistisch signifikant. Auch die Subgruppendekomposition ähnelt derjenigen für die vertraglichen Stundenlöhne.

Tabelle A.18: Ungleichheitszerlegung der tatsächlichen Stundenlöhne nach Subgruppen

		2012	2013	2014	2015	2016
	<i>untere Grenze</i>	0,102	0,106	0,108	0,105	0,099
MLD		0,106	0,110	0,112	0,109	0,104
	<i>obere Grenze</i>	0,110	0,114	0,116	0,115	0,108
Geschlecht	intra	94,1%	94,2%	93,3%	94,2%	94,7%
	inter	5,9%	5,8%	6,7%	5,8%	5,3%
Ost-/Westdeutschland	intra	97,2%	96,7%	97,3%	96,8%	97,2%
	inter	2,8%	3,3%	2,7%	3,2%	2,8%
Beschäftigung	intra	87,3%	86,4%	85,4%	88,6%	88,3%
	inter	12,7%	13,6%	14,6%	11,4%	11,7%
Altersgruppen	intra	94,8%	95,5%	95,6%	95,7%	95,1%
	inter	5,2%	4,5%	4,4%	4,3%	4,9%
Bildungsgruppen	intra	82,8%	82,0%	82,9%	82,5%	82,2%
	inter	17,2%	18,0%	17,1%	17,5%	17,8%
Staatsangehörigkeit	intra	99,5%	99,2%	98,6%	99,0%	98,9%
	inter	0,5%	0,8%	1,4%	1,0%	1,1%

Quelle: SOEPv33, Erhebungsjahre 2012-2016, Querschnittstichprobe.

Anmerkung: Obere und untere Grenzen beziehen sich auf das 95% Konfidenzintervall per Bootstrapping-Verfahren ermittelt. Die Zeilen ‚intra‘ und ‚inter‘ beschreiben den relativen Anteil von Intra- und Intergruppenungleichheit. Gewichtete Ergebnisse.

In der Analyse für die Gruppe der Personen, die unterhalb von 8,50 Euro verdienen, sind vergleichbare Befunde festzustellen wie für die vertraglichen Stundenlöhne (siehe Tabelle A.19).

Tabelle A.19: Ungleichheitszerlegung der tatsächlichen Stundenlöhne nach Subgruppen für unter 8,50 Euro Entlohnte

		2012	2013	2014	2015	2016
	<i>untere Grenze</i>	0,022	0,020	0,017	0,017	0,014
MLD		0,024	0,022	0,019	0,020	0,015
	<i>obere Grenze</i>	0,027	0,025	0,021	0,022	0,018
Geschlecht	intra	100,0%	99,8%	99,7%	99,5%	100,0%
	inter	0,0%	0,2%	0,3%	0,5%	0,0%
Ost-/Westdeutschland	intra	100,0%	99,9%	100,0%	99,4%	99,9%
	inter	0,0%	0,1%	0,0%	0,6%	0,1%
Beschäftigung	intra	96,4%	92,6%	91,4%	95,9%	98,2%
	inter	3,6%	7,4%	8,6%	4,1%	1,8%
Altersgruppen	intra	99,0%	99,2%	98,4%	98,7%	96,9%
	inter	1,0%	0,8%	1,6%	1,3%	3,1%
Bildungsgruppen	intra	98,9%	98,9%	98,7%	97,2%	98,7%
	inter	1,1%	1,1%	1,3%	2,8%	1,3%
Staatsangehörigkeit	intra	99,7%	100,0%	99,4%	99,8%	100,0%
	inter	0,3%	0,0%	0,6%	0,2%	0,0%

Quelle: SOEPv33, Erhebungsjahre 2012-2016, Querschnittstichprobe.

Anmerkung: Obere und untere Grenzen beziehen sich auf das 95% Konfidenzintervall per Bootstrapping-Verfahren ermittelt. Die Zeilen ‚intra‘ und ‚inter‘ beschreiben den relativen Anteil von Intra- und Intergruppenungleichheit. Gewichtete Ergebnisse.

Im Gegensatz zur Stundenlohnverteilung wird die Ungleichheit in der Bruttomonatsverdienstverteilung zusätzlich durch Ungleichheiten in Arbeitsstunden getrieben. Die MLD für den Bruttomonatsverdienst liegt daher mit 0,213 fast doppelt so hoch wie für Stundenlöhne im Jahr 2016 (Tabelle A.20). Die Änderung der MLD von 0,227 im Jahr 2014 auf 0,213 im Jahr 2016 ist nicht statistisch signifikant. Man erkennt, dass die Intergruppenkomponente für die Geschlechts- und Beschäftigungsgruppen deutlich über denjenigen in der Stundenlohnanalyse liegen. Es sind jedoch keine Trends über die Zeit zu erkennen.

Tabelle A.20: Ungleichheitszerlegung Bruttomonatsverdienste nach Subgruppen

		2012	2013	2014	2015	2016
MLD	<i>untere Grenze</i>	0,203	0,203	0,218	0,208	0,202
		0,214	0,213	0,227	0,218	0,213
	<i>obere Grenze</i>	0,225	0,223	0,237	0,229	0,224
Geschlecht	intra	88,5%	88,2%	87,8%	88,4%	89,3%
	inter	11,5%	11,8%	12,2%	11,6%	10,7%
Ost-/Westdeutschland	intra	98,9%	98,6%	99,1%	98,7%	99,2%
	inter	1,1%	1,4%	0,9%	1,3%	0,8%
Beschäftigung	intra	51,1%	51,4%	48,6%	52,4%	50,5%
	inter	48,9%	48,6%	51,4%	47,6%	49,5%
Altersgruppen	intra	96,8%	97,2%	97,3%	97,0%	96,7%
	inter	3,2%	2,8%	2,7%	3,0%	3,3%
Bildungsgruppen	intra	87,6%	87,1%	87,3%	87,2%	87,4%
	inter	12,4%	12,9%	12,7%	12,8%	12,6%
Staatsangehörigkeit	intra	99,4%	99,2%	99,0%	99,3%	99,2%
	inter	0,6%	0,8%	1,0%	0,7%	0,8%

Quelle: SOEPv33, Erhebungsjahre 2012-2016, Querschnittstichprobe.

Anmerkung: Obere und untere Grenzen beziehen sich auf das 95% Konfidenzintervall per Bootstrapping-Verfahren ermittelt. Die Zeilen ‚intra‘ und ‚inter‘ beschreiben den relativen Anteil von Intra- und Intergruppenungleichheit. Gewichtete Ergebnisse.

Vergleicht man die Inter- und Intragruppenanteile der Ungleichheitszerlegung für die Gruppe der unter 450 Euro Entlohten mit denen der Gesamtstichprobe, fällt auf, dass eine Fokussierung auf unter 450 Euro die Intergruppenungleichheit zwischen Beschäftigungsgruppen fast komplett tilgt. Im Jahr 2016 liegt der Anteil an der MLD, der von Unterschieden zwischen Beschäftigungsgruppen erklärt werden kann, in der Gesamtstichprobe bei rund 50%, in der Gruppe der unter 8,50 Euro Entlohten sinkt dieser Wert auf rund 2%. Dies bedeutet, dass die Ungleichheit in der Gruppe der unter 8,50 Euro Entlohten nicht durch deren ungleich verteilte Zugehörigkeit zu Beschäftigten erklärt werden kann.

Tabelle A.21: Ungleichheitszerlegung Bruttomonatsverdienste nach Subgruppen für unter 450 Euro Entlohnte

		2012	2013	2014	2015	2016
<i>untere Grenze</i>		0,028	0,035	0,034	0,035	0,028
MLD		0,031	0,042	0,039	0,041	0,032
<i>obere Grenze</i>		0,035	0,047	0,042	0,046	0,036
Geschlecht	intra	99,5%	99,8%	99,7%	98,4%	99,2%
	inter	0,5%	0,2%	0,3%	1,6%	0,8%
Ost-/Westdeutschland	intra	98,6%	98,8%	100,0%	99,9%	99,1%
	inter	1,4%	1,2%	0,0%	0,1%	0,9%
Beschäftigung	intra	99,4%	99,9%	98,9%	96,4%	98,2%
	inter	0,6%	0,1%	1,1%	3,6%	1,8%
Altersgruppen	intra	95,2%	96,7%	98,3%	91,0%	99,9%
	inter	4,8%	3,3%	1,7%	9,0%	0,1%
Bildungsgruppen	intra	99,2%	99,4%	96,6%	96,8%	91,9%
	inter	0,8%	0,6%	3,4%	3,2%	8,1%
Staatsangehörigkeit	intra	99,1%	98,5%	100,0%	99,5%	99,3%
	inter	0,9%	1,5%	0,0%	0,5%	0,7%

Quelle: SOEPv33, Erhebungsjahre 2012-2016, Querschnittstichprobe.

Anmerkung: Obere und untere Grenzen beziehen sich auf das 95% Konfidenzintervall per Bootstrapping-Verfahren ermittelt. Die Zeilen ‚intra‘ und ‚inter‘ beschreiben den relativen Anteil von Intra- und Intergruppenungleichheit. Gewichtete Ergebnisse.

A.7 Kausale Ergebnisse

Tabelle A.22: Deskriptive Statistik der Teilnehmer- und Kontroll-Gruppe nach Jahren

	Lohn < 8,50	8,50 ≤ Lohn < 10,00	Lohn < 8,50	8,50 ≤ Lohn < 10,00	Lohn < 8,50	8,50 ≤ Lohn < 10,00
Panel A: Ein-Jahres- Stichprobe	2012		2013		2014	
Monatliches Bruttoarbeits- entgelt in Euro	817,89 (412,03)	1.240,16 (497,01)	820,72 (410,36)	1.276,12 (475,38)	822,25 (421,92)	1.276,46 (472,73)
Wöchentliche Arbeitszeit in Stunden						
Vertraglich	27,76 (12,01)	30,88 (12,29)	27,92 (12,10)	31,87 (11,75)	27,21 (12,40)	31,81 (11,57)
Tatsächlich	29,75 (13,60)	33,52 (13,88)	29,72 (13,61)	34,54 (13,60)	28,62 (13,42)	34,20 (12,96)
Stundenlohn in Euro						
Vertraglich	6,76 (1,32)	9,27 (0,41)	6,78 (1,23)	9,23 (0,41)	6,94 (1,18)	9,23 (0,44)
Tatsächlich	6,41 (1,47)	8,65 (0,93)	6,47 (1,41)	8,67 (1,53)	6,67 (1,35)	8,67 (0,92)
Beobachtungen	636	509	715	539	623	501
Panel B: Zwei-Jahres- Stichprobe	2010		2012		2014	
Monatliches Bruttoarbeits- entgelt in Euro	852,03 (418,75)	1.308,00 (464,77)	813,07 (419,08)	1.238,63 (514,98)	820,98 (428,26)	1.279,11 (461,42)
Wöchentliche Arbeitszeit in Stunden						
Vertraglich	29,22 (12,45)	32,64 (11,45)	27,62 (12,07)	30,72 (12,65)	27,31 (12,53)	31,94 (11,36)
Tatsächlich	31,41 (14,07)	35,37 (13,17)	29,58 (13,90)	33,26 (14,32)	28,59 (13,44)	34,30 (12,62)
Stundenlohn in Euro						
Vertraglich	6,78 (1,27)	9,25 (0,42)	6,76 (1,33)	9,29 (0,39)	6,91 (1,18)	9,23 (0,44)
Tatsächlich	6,40 (1,36)	8,64 (1,10)	6,44 (1,59)	8,70 (0,92)	6,67 (1,38)	8,67 (0,97)
Beobachtungen	533	397	549	412	545	438

Quelle: SOEPv33, Erhebungsjahre 2010-2014.

Anmerkungen: Standardabweichung in Klammern. Durchschnitte sind ungewichtet. Basierend auf der Ein-Jahres- und Zwei-Jahres-Längsschnittstichprobe.

Tabelle A.23: Kontrollvariablen der Teilnehmer- und Kontroll-Gruppe nach Jahren (Ein-Jahres-Längsschnittstichprobe, in Prozent)

	Lohn < 8,50	8,50 ≤ Lohn < 10,00	Lohn < 8,50	8,50 ≤ Lohn < 10,00	Lohn < 8,50	8,50 ≤ Lohn < 10,00
	2012		2013		2014	
Alter*	41,9 (11,3)	40,9 (10,6)	41,5 (11,5)	41,6 (13,4)	42,7 (12,1)	41,5 (11,6)
Weiblich	78,8	70,3	75,9	62,0	79,3	66,3
Verheiratet	62,7	60,3	64,5	63,6	62,6	60,9
AusländerInnen	6,0	7,5	17,8	17,4	17,0	16,0
Keine Berufsausbildung	15,9	13,6	23,1	21,2	25,5	22,2
Abgeschlossene Lehre	76,4	77,4	67,3	68,3	64,2	68,7
Universitätsabschluss	7,7	9,0	9,7	10,6	10,3	9,2
Kind im HH	53,6	57,8	51,0	51,2	48,3	45,9
Wohnhaft in Ostdeutschland	42,9	35,6	34,0	33,4	34,2	35,1
Vollzeitbeschäftigt	53,0	66,0	52,4	69,2	49,3	69,1
Teilzeitbeschäftigt	16,7	20,2	18,0	18,4	20,9	17,8
Geringfügig beschäftigt	30,3	13,8	29,5	12,4	29,9	13,2
Befristeter Vertrag	14,5	15,9	17,9	12,8	15,7	17,2
Firmengröße (in Anzahl MitarbeiterInnen)						
weniger als 20	47,6	35,8	45,6	33,8	47,8	37,1
mehr als 20, weniger als 200	27,7	28,7	34,5	37,5	29,2	34,1
mehr als 200	24,7	35,6	19,9	28,8	23,0	28,7
Sektor						
Primärsektor	2,7	3,3	3,4	4,3	2,6	4,2
Produzierendes Gewerbe	15,3	22,8	17,1	23,6	15,1	19,6
Verkauf, Transport, Logistik	38,5	29,5	39,2	32,3	37,4	31,3
Dienstleistungen	17,3	14,7	20,6	14,8	18,3	16,8
Öff, Verwaltung, Bildung, Ge- sundheit	19,5	22,8	16,8	19,5	18,1	20,4
Sonstige	4,9	3,5	4,2	5,6	3,5	4,0
Veränderung in der Arbeitsstelle zwischen t und t+1						
Mindestlohnberechtigt	92,9	94,9	93,7	93,3	84,8	87,0
Arbeitsstelle	17,8	22,0	15,1	10,9	20,7	20,2
Befristung	16,8	11,2	17,5	14,1	17,2	15,8
Firmengröße	39,2	36,5	40,4	40,1	44,6	40,7
Sektor	23,7	21,8	7,1	5,6	30,8	22,4
Beobachtungen	636	509	715	539	623	501

Quelle: SOEPv33, Erhebungsjahre 2010-2014.

Anmerkungen: Ungewichtete Werte basierend auf der Ein-Jahres-Jahres-Längsschnittstichprobe. Alle Werte in Prozent mit Ausnahme Alter*, hierbei handelt es sich um eine Mittelwertangabe mit Standardabweichung in Klammern. Neue Arbeitsstelle basiert auf individuellen Angaben, wann die aktuelle Position begonnen wurde. Befristung, Firmengröße und Sektor wird als verändert angezeigt, wenn sich individuelle Angaben zur Befristung, zum Sektor oder zur Firmengröße ändern. Angaben zum Sektor basieren auf der NACE-Skala

Tabelle A.24: Durchschnittliche Veränderung der tatsächlichen Stundenlöhne

	DiDiD			Placebo		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	2014 – 2016	2012 – 2014	Differenz (1) - (2)	2012 – 2014	2010 – 2012	Differenz (4) - (5)
Panel A: Beobachtungen						
Lohn < 8,50	536	542		542	529	
8,50 ≤ Lohn < 10	434	409		409	394	
Panel B: Absolute Veränderung (in Euro)						
Lohn < 8,50	2,3 (3,2)	1,9 (3,6)	0,4	1,9 (3,6)	1,8 (3,0)	0,1
8,50 ≤ Lohn < 10	1,2 (3,0)	1,4 (3,2)	-0,2	1,4 (3,2)	0,8 (2,4)	0,6
DiDiD			0,5*			-0,5*
Panel C: Logarithmierte Veränderung (× 100)						
Lohn < 8,50	26,5 (33,8)	21,9 (36,9)	4,6	21,9 (36,9)	20,7 (33,1)	1,2
8,50 ≤ Lohn < 10	10,2 (27,2)	11,5 (26,1)	-1,2	11,5 (26,1)	6,2 (25,1)	5,3
DiDiD			5,8**			-4,1

Quelle: SOEPv33, Erhebungsjahre 2010-2016.

Anmerkungen: Standardabweichung in Klammern. Signifikanzniveaus eines t-Tests der DiDiD-Schätzer mit * $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$. Durchschnitte sind ungewichtet. Vertragliche Stunden zugrunde gelegt. Basierend auf den Zwei-Jahres-Längsschnittstichproben.

Tabelle A.25: Durchschnittliche Veränderung der monatlichen Bruttoarbeitsentgelte

	DiDiD			Placebo		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	2014 – 2016	2012 – 2014	Differenz (1) - (2)	2012 – 2014	2010 – 2012	Differenz (4) - (5)
Panel A: Beobachtungen						
Lohn < 8,50	545	549		549	533	
8,50 ≤ Lohn < 10	438	412		412	397	
Panel B: Absolute Veränderung (in Euro)						
Lohn < 8,50	307,0 (508,8)	223,5 (447,9)	83,5	223,5 (447,9)	262,4 (455,7)	-38,9
8,50 ≤ Lohn < 10	179,7 (401,1)	186,9 (450,0)	-7,3	186,9 (450,0)	183,3 (393,8)	3,6
DiDiD			90,8**			-42,5
Panel C: Logarithmierte Veränderung (× 100)						
Lohn < 8,50	29,6 (47,7)	21,6 (43,2)	8,0	21,6 (43,2)	25,6 (45,5)	-4,0
8,50 ≤ Lohn < 10	12,0 (33,7)	12,7 (31,9)	-0,7	12,7 (31,9)	12,5 (32,8)	0,2
DiDiD			8,7**			-4,1

Quelle: SOEPv33, Erhebungsjahre 2010-2016.

Anmerkungen: Standardabweichung in Klammern. Signifikanzniveaus eines t-Tests der DiDiD-Schätzer mit * $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$. Durchschnitte sind ungewichtet. Vertragliche Stunden zugrunde gelegt. Basierend auf den Zwei-Jahres-Längsschnittstichproben.

Tabelle A.26: Mindestlohneffekt auf das relative Wachstum von vertraglichen Stundenlöhnen

	Ein-Jahres-Analyse			Zwei-Jahres-Analyse		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Ein-Jahres-Analyse						
Stundenlohn < EUR 8,50	10,83*** (1,57)	12,57*** (1,59)	12,49*** (1,59)			
DiDiD 2014-2015	4,01* (2,14)	4,13* (2,12)	3,96* (2,11)			
Placebo 2012-2013	-2,21 (2,19)	-1,50 (2,17)	-1,42 (2,17)			
Zwei-Jahres-Analyse						
Stundenlohn < EUR 8,50				10,89*** (1,92)	12,59*** (1,95)	12,93*** (1,94)
DiDiD 2014-2016				7,44*** (2,71)	6,75** (2,68)	6,47** (2,68)
Placebo 2010-2012				2,49 (2,63)	2,29 (2,61)	2,07 (2,59)
Jahres-Dummies						
Dummy Placebo Jahr	0,53 (1,38)	1,12 (1,37)	1,65 (1,40)	-1,09 (1,71)	-0,16 (1,70)	-0,15 (1,71)
Dummy Treatment Jahr	-0,93 (1,22)	0,04 (1,21)	0,18 (1,23)	-3,00* (1,62)	-3,53** (1,67)	-3,23* (1,67)
Sozio-Demografische Informationen in t						
Alter (in Jahren)		-0,17*** (0,05)	-0,15*** (0,05)		-0,22*** (0,06)	-0,17*** (0,06)
Dummy Weiblich		-4,13*** (1,11)	-4,18*** (1,11)		-4,51*** (1,42)	-4,86*** (1,42)
Dummy Verheiratet		1,36 (0,99)	1,52 (0,98)		1,31 (1,26)	1,18 (1,25)
Dummy Staatsangehörigkeit		-3,74*** (1,41)	-3,72*** (1,42)		-3,22 (2,15)	-2,60 (2,14)
Dummy Berufsausbildung		4,31*** (1,19)	4,32*** (1,18)		5,64*** (1,59)	5,40*** (1,57)
Dummy akademische Ausbildung		11,08*** (2,10)	11,16*** (2,07)		14,21*** (2,78)	13,69*** (2,74)
Dummy Kind im HH		1,75* (0,97)	1,66* (0,97)		0,80 (1,26)	1,03 (1,25)
Dummy Wohnhaft in Ost-Dt.		-7,50*** (1,07)	-7,37*** (1,06)		-6,89*** (1,37)	-6,84*** (1,36)

Weitergeführt auf nächster Seite

Arbeitsplatzcharakteristika in t

Dummy Teilzeit	-3,25**	-3,36**			-2,06	-2,22
	(1,32)	(1,32)			(1,70)	(1,67)
Dummy gering. Beschäft.	-3,56**	-3,84***			0,69	0,51
	(1,47)	(1,48)			(1,89)	(1,87)
Dummy Befr. Vertrag	2,02	1,46			3,21*	3,24
	(1,43)	(1,68)			(1,68)	(2,33)
Dummy AG kleiner als 20 Angestellte	-1,91*	-1,79			-2,74**	-2,87**
	(1,09)	(1,10)			(1,30)	(1,30)
Dummy AG mehr als 2000 Angestellte	2,49**	2,50**			0,59	0,46
	(1,26)	(1,26)			(1,52)	(1,51)
Dummy für Sektor						
Primärsektor	-3,58	-2,71			-4,00	-2,74
	(2,69)	(2,71)			(3,37)	(3,38)
Verkauf, Transport	-1,32	-1,18			-0,59	-1,01
	(1,13)	(1,16)			(1,51)	(1,49)
Dienstleistungen	1,45	1,66			-0,25	-0,15
	(1,48)	(1,47)			(1,81)	(1,80)
Öff. Verwaltung	3,28**	3,75**			2,48	2,47
	(1,47)	(1,49)			(1,79)	(1,76)
Baugewerbe					8,15*	11,95***
					(4,16)	(4,36)
Sonstige	-2,33	-2,85			1,87	1,48
	(2,34)	(2,38)			(3,22)	(3,28)
Dummies Wechsel der Arbeitsstelle						
ML-Berechtigt in t+1 oder t+2			3,44*			6,64***
			(2,02)			(2,21)
Arbeitsstelle			1,64			5,67***
			(1,39)			(1,41)
Befristung			0,07			-2,79
			(1,62)			(2,17)
Firmengröße			2,86***			1,25
			(0,95)			(1,12)
Sektor			2,62*			1,74
			(1,38)			(1,35)
Konstante	6,62***	13,44***	7,31**	11,58***	20,04***	10,59***
	(0,92)	(2,77)	(3,45)	(1,17)	(3,55)	(4,09)
Beobachtungen	3.523	3.523	3.523	2.874	2.874	2.874
Adj. R2	0,043	0,081	0,085	0,056	0,087	0,098

Quelle: SOEPv33, Erhebungsjahre 2010-2016.

Anmerkungen: DiDiD-Regression, robuste Standardabweichung in Klammern, auf Personenebene geclustert mit * $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$. Es werden keine Hochrechnungsfaktoren genutzt.

Tabelle A.27: Mindestlohneffekt auf das relative Wachstum von tatsächlichen Stundenlöhnen

	Ein-Jahres-Analyse			Zwei-Jahres-Analyse		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Ein-Jahres-Analyse						
Stundenlohn < EUR 8,50	8,97*** (1,64)	10,47*** (1,66)	10,44*** (1,66)			
DiDiD 2014-2015	3,76* (2,26)	3,76* (2,26)	3,60 (2,25)			
Placebo 2012-2013	-2,46 (2,29)	-1,74 (2,27)	-1,70 (2,26)			
Zwei-Jahres-Analyse						
Stundenlohn < EUR 8,50				10,44*** (2,04)	12,08*** (2,07)	12,43*** (2,07)
DiDiD 2014-2016				5,83** (2,85)	5,34* (2,83)	5,07* (2,83)
Placebo 2010-2012				4,11 (2,79)	3,98 (2,78)	3,78 (2,77)
Konstante	6,97*** (0,97)	14,89*** (2,92)	9,07** (3,61)	11,47*** (1,29)	19,20*** (3,68)	9,94** (4,22)
Kontrollvariablen						
Jahres-Dummies	ja	ja	ja	ja	ja	ja
Soziodemografische Informationen		ja	ja		ja	ja
Beschäftigungscharakteristika		ja	ja		ja	ja
Veränderung in Beschäftigung			ja			ja
Beobachtungen	3.495	3.495	3.495	2.844	2.844	2.844
Adj. R2	0,029	0,057	0,060	0,049	0,076	0,086

Quelle: SOEPv33, Erhebungsjahre 2010-2016.

Anmerkungen: DiDiD-Regression, robuste Standardabweichung in Klammern, auf Personenebene geclustert mit * $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$. Es werden keine Hochrechnungsfaktoren genutzt. Die Referenzgruppe in Spezifikation (3) und (6) 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 in % ausgewiesen. Zur Bestimmung der Teilnehmer-Gruppe wurden vertragliche Stundenlöhne verwendet. Basierend auf der Längsschnittstichprobe.

Tabelle A.28: Mindestlohneffekt auf das absolute Wachstum von vertraglichen Stundenlöhnen

	Ein-Jahres-Analyse			Zwei-Jahres-Analyse		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Ein-Jahres-Analyse						
Stundenlohn < EUR 8,50	0,64*** (0,17)	0,84*** (0,17)	0,83*** (0,17)			
DiDiD 2014-2015	0,46** (0,22)	0,47** (0,21)	0,44** (0,21)			
Placebo 2012-2013	-0,14 (0,23)	-0,06 (0,23)	-0,06 (0,23)			
Zwei-Jahres-Analyse						
Stundenlohn < EUR 8,50				0,64*** (0,23)	0,88*** (0,23)	0,90*** (0,23)
DiDiD 2014-2016				0,63* (0,32)	0,53* (0,32)	0,49 (0,32)
Placebo 2010-2012				0,28 (0,29)	0,24 (0,29)	0,23 (0,29)
Konstante	0,87*** (0,11)	1,55*** (0,26)	1,12*** (0,33)	1,46*** (0,16)	2,53*** (0,39)	1,74*** (0,42)
Kontrollvariablen						
Jahres-Dummies	ja	ja	ja	ja	ja	ja
Soziodemografische Informationen		ja	ja		ja	ja
Beschäftigungscharakteristika		ja	ja		ja	ja
Veränderung in Beschäftigung			ja			ja
Beobachtungen	3.523	3.523	3.523	2.874	2.874	2.874
Adj. R2	0,019	0,072	0,076	0,022	0,064	0,071

Quelle: SOEPv33, Erhebungsjahre 2010-2016.

Anmerkungen: DiDiD-Regression, robuste Standardabweichung in Klammern, auf Personenebene geclustert mit * $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$. Es werden keine Hochrechnungsfaktoren genutzt. Die abhängige Variable ist die absolute Veränderung der vertraglichen Stundenlöhne zwischen ein bzw. zwei Jahren. Die Referenzgruppe in Spezifikation (3) und (6) 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 in % ausgewiesen. Zur Bestimmung der Teilnehmer-Gruppe wurden vertragliche Stundenlöhne verwendet. Basierend auf der Längsschnittstichprobe.

Tabelle A.29: Mindestlohneffekt auf das relative Wachstum von monatlichem Bruttoarbeitsentgelt für Subgruppen – Zwei-Jahres-Analyse

	Beobachtungen	Lohn < EUR 8,50	DiDiD 2014-2016	Placebo 2010-2012
Gesamte Stichprobe	2.240	9,60***	(2,56) 3,54	(3,51) 5,29
Vollzeitbeschäftigte	1.731	9,73***	(2,73) 5,00	(3,75) 4,31
Teilzeitbeschäftigte	509	8,56	(7,01) -1,27	(9,17) 8,01
Alter < 25	188	13,25	(11,25) 4,85	(15,56) 9,75
25 ≤ Alter < 55	1.791	8,92***	(2,88) 3,07	(3,89) 4,87
55 ≤ Alter	261	10,73*	(5,65) 11,41	(9,05) 5,86
Keine Ausbildung	393	13,03**	(6,28) 0,05	(8,65) -4,96
Berufsausbildung	1.647	7,22**	(2,91) 5,24	(3,86) 9,18**
akad. Ausbildung	200	27,18**	(11,37) -12,40	(14,61) -20,45
Wohnhaft in West-Dt.	1.177	12,95***	(3,93) 1,26	(5,29) 5,54
Wohnhaft in Ost-Dt.	1.063	7,12**	(3,27) 4,58	(4,50) 4,43
Männer	767	11,53**	(5,02) 0,42	(6,60) 8,61
Frauen	1.473	8,44***	(3,01) 5,27	(4,31) 2,50
Deutsche	2.018	9,74***	(2,68) 4,72	(3,75) 5,77
AusländerInnen	222	19,71*	(10,09) -14,24	(12,65) -11,69
Eingetretene Lohnerhöhung	1.755	9,65***	(2,58) 7,06	(4,37) 5,26

Quelle: SOEPv33, Erhebungsjahre 2012-2015.

Anmerkungen: DiDiD-Regression, robuste Standardabweichung in Klammern, auf Personenebene geclustert mit * $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$. Es werden keine Hochrechnungsfaktoren genutzt. Jede Zeile stellt eine eigenständige Spezifikation dar und reduziert die Darstellung auf zwei Koeffizienten. Jede Spezifikation kontrolliert für sozio-demografische Eigenschaften, Beschäftigungscharakteristika sowie Veränderungen in der Beschäftigung. Die Referenzgruppe für die Schätzung der Gesamtstichprobe 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. Referenzgruppen angepasst nach jeweiliger Subgruppe. Alle Koeffizienten in % ausgewiesen. Koeffizienten der gesamten Stichprobe basieren auf Spalte (4) in Tabelle 5.4. Alle Schätzungen basieren auf der Längsschnittstichprobe.

Tabelle A.30: Robustheit der Regressionsanalyse mit Bezug auf Messfehler für monatliches Bruttoarbeitsentgelt

	Gesamte Stichprobe	5,0%-Band	Lohn in t > EUR 5,00	Lohn in t+1 bzw. t+2 > EUR 5,00	Stunden > 20 h/Woche
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Panel A: Ein-Jahres-Analyse					
Lohn < EUR 8,50	12,55***	15,29***	7,68***	12,30***	12,40***
	(1,92)	(2,31)	(1,77)	(1,90)	(1,94)
DiDiD 2014-2015	-1,75	-1,30	0,63	-0,08	-1,47
	(2,73)	(3,29)	(2,64)	(2,64)	(2,74)
Placebo 2012-2013	-4,51*	-5,52*	-3,08	-3,23	-3,89
	(2,69)	(3,28)	(2,48)	(2,60)	(2,72)
Konstante	12,56***	15,16***	8,63**	16,25***	13,36***
	(4,35)	(5,18)	(4,06)	(4,07)	(4,28)
Kontrollvariablen:					
Jahres-Dummies, Soziodemo. Information, Beschäftigungscharakteristika, Veränderung in Beschäftigung					
	ja	ja	ja	ja	ja
Beobachtungen	2.730	2.056	2.610	2.658	2.568
Adj. R2	0,058	0,071	0,042	0,072	0,060
Panel B: Zwei-Jahres-Analyse					
Lohn < EUR 8,50	9,60***	12,68***	5,57**	12,07***	9,87***
	(2,56)	(3,01)	(2,49)	(2,42)	(2,56)
DiDiD 2014-2016	3,54	2,57	5,01	1,16	2,29
	(3,51)	(4,12)	(3,44)	(3,34)	(3,51)
Placebo 2010-2012	5,29	6,01	3,61	4,29	4,04
	(3,56)	(4,05)	(3,32)	(3,43)	(3,56)
Konstante	8,00	12,52**	5,71	15,24***	10,26*
	(5,31)	(5,65)	(4,96)	(4,71)	(5,40)
Kontrollvariablen:					
Jahres-Dummies, Soziodemo. Informationen, Beschäftigungscharakteristika, Veränderung in Beschäftigung					
	ja	ja	ja	ja	ja
Beobachtungen	2.240	1.697	2.138	2.171	2.114
Adj. R2	0,078	0,090	0,076	0,097	0,063

Quelle: SOEPv33, Erhebungsjahre 2010-2016.

Anmerkungen: DiDiD-Regression, robuste Standardabweichung 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 in % ausgewiesen. „Gesamte Stichprobe“ basiert auf Spalte (4) in Tabelle 5.4. Alle Schätzungen basieren auf der Längsschnittstichprobe.

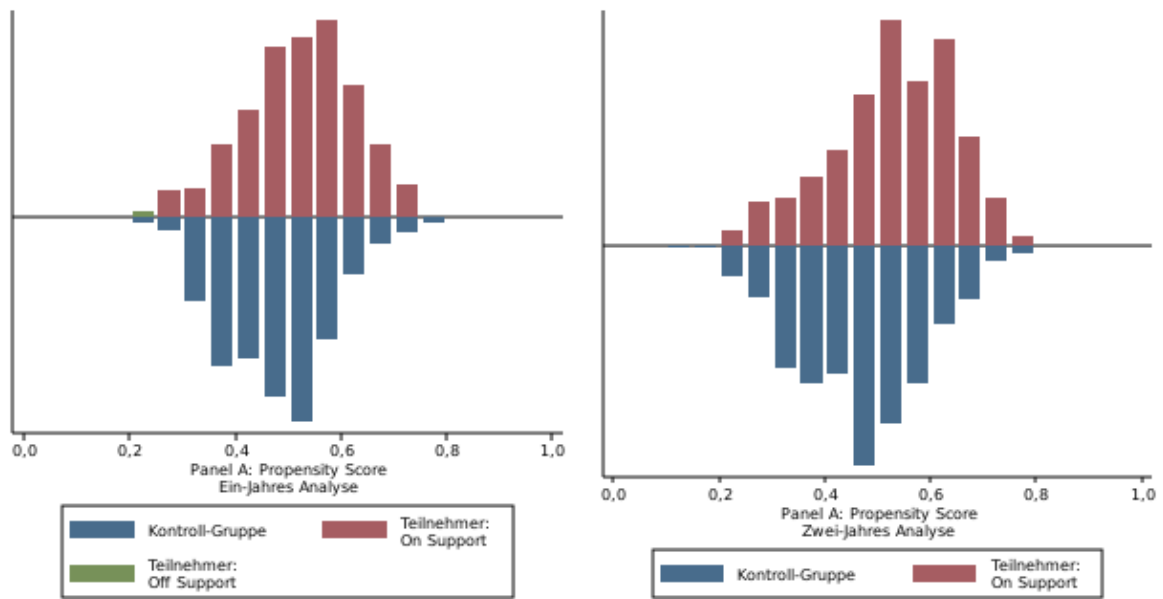
Tabelle A.31: Robustheit: Spillover-Effekte auf monatliches Bruttoarbeitsentgelt (nur sozialversicherungspflichtig Beschäftigte)

	Δ Bruttoarbeitsentgelt			
	Ein-Jahres-Analyse		Zwei-Jahres-Analyse	
	(1)	(2)	(3)	(4)
Ein-Jahres-Analyse				
Lohn < EUR 8,50	10,81***	12,19***		
	(1,91)	(1,91)		
DiDiD 2014-2015	-1,08	-1,59		
	(2,76)	(2,72)		
Placebo 2012-2013	-5,11*	-4,48*		
	(2,75)	(2,70)		
EUR 10 < Lohn < EUR 11,5	-0,18	-1,47		
	(1,56)	(1,55)		
Spillover DiDiD 2014-2015	-2,44	-2,22		
	(2,15)	(2,10)		
Spillover Placebo 2012-2013	1,19	2,35		
	(2,21)	(2,18)		
Zwei-Jahres-Analyse				
Lohn < EUR 8,50			13,30***	17,18***
			(3,31)	(3,27)
DiDiD 2014-2016			6,52	2,27
			(5,17)	(5,00)
Placebo 2010-2012			11,06**	9,45*
			(5,47)	(5,27)
EUR 10 < Lohn < EUR 11,5			-2,12	-0,65
			(2,12)	(2,26)
Spillover DiDiD 2014-2016			-0,48	-4,27
			(3,65)	(3,62)
Spillover Placebo 2010-2012			-0,27	-1,64
			(1,99)	(2,08)
Konstante	5,43***	8,48**	14,74***	18,97***
	(1,10)	(3,39)	(1,50)	(5,93)
Kontrollvariablen				
Jahres-Dummies	ja	ja	Ja	ja
Soziodemo. Informationen		ja		ja
Beschäftigungscharakteristika		ja		ja
Veränderung in Beschäftigung		ja		ja
Beobachtungen	4.034	4.034	3.331	3.331
Adj. R2	0,026	0,061	0,035	0,099

Quelle: SOEPv33, Erhebungsjahre 2010-2016.

Anmerkungen: DiDiD-Regression, robuste Standardabweichung in Klammern, auf Personenebene geclustert mit * $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$. Es werden keine Hochrechnungsfaktoren genutzt. Basierend auf der Längsschnittstichprobe.

Abbildung A.27: Verteilung der Propensity Scores für sozialversicherungspflichtig Beschäftigte im Jahr 2014



Quelle: SOEPv33, Erhebungsjahr 2014. Basierend auf der Ein-Jahres- und Zwei-Jahres-Längsschnittstichprobe.

Tabelle A.32: Robustheit: Propensity Score Matching – Mindestlohneffekt auf das relative Wachstum der tatsächlichen Stundenlöhne und des monatlichen Bruttoarbeitsentgelts

	Tatsächliche Stundenlöhne		monatliches Bruttoarbeitsentgelt - sozialversicherungspflichtig Beschäftigte	
	(1)	(2)	(3)	(4)
Ein-Jahres-Analyse				
DiDiD 2014-2015	2,73 (3,63)		-2,74 (4,07)	
Placebo 2012-2013	-2,84 (3,56)		-6,06 (3,95)	
Zwei-Jahres-Analyse				
DiDiD 2014-2016		6,07 (4,34)		4,67 (5,34)
Placebo 2010-2012		2,79 (4,06)		6,26 (5,09)
Konstante	17,06*** (4,75)	19,90*** (5,36)	16,19*** (5,20)	19,45*** (6,76)
Beobachtungen	3.495	2.844	2.730	2.240
Davon Off Support	73	48	12	15
Mean Bias Unmatched in %	10,40	11,64	8,27	9,68
Mean Bias Matched in %	1,94	2,29	1,89	1,61
Alle Kontrollvariablen: Jahresdummies, Soziodemo. Informationen, Beschäfti- gungscharakteristika				
Matching Algorithmus	ja Kernel	ja Kernel	ja Kernel	ja Kernel

Quelle: SOEPv33, Erhebungsjahre 2010-2016.

Anmerkungen: Propensity Score Matching, bootstrapped Standardabweichung in Klammern, auf Personenebene geclustert mit * $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$. Es werden keine Hochrechnungsfaktoren genutzt. Es wurde Kernel Matching mit dem Kerntyp Epanechnikov und Bandbreite 0,06 als Matching Algorithmus verwendet. 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 in % ausgewiesen. Basierend auf der Längsschnittstichprobe.

A.8 Effekte auf die Arbeitszeit

Um die gegensätzlichen Effekte auf die Stundenlöhne und auf das monatliche Bruttoarbeitsentgelt in Verbindung zu bringen, müssen Veränderungen in der Arbeitszeit betrachtet werden. Nachfolgend sollen deshalb Veränderungen in der Arbeitszeit durch den Mindestlohn geschätzt werden. Die Schätzungen orientieren sich dabei an Bonin et al. (2018). Für die Arbeitszeit wird ein klassischer DiD-Ansatz verwendet. Zielvariable ist die Veränderung der vertraglichen Arbeitszeit. Die Teilnehmer-Gruppe sind mindestlohnberechtigten Beschäftigte-ovB, die 2014 unter 8,50 Euro pro Stunde entlohnt wurden. Diese werden, wie auch in der Hauptanalyse, mit mindestlohnberechtigten Beschäftigten-ovB verglichen, die 2014 zwischen 8,50 Euro und 10,00 Euro entlohnt wurden. Die Veränderung der Arbeitszeit von 2013 nach 2014 wird als Placebo-Test verwendet.

Die Ein-Jahres-Schätzung gleicht den Ergebnissen von Bonin et al. (2018). Im Gegensatz dazu wird die Zwei-Jahres-Analyse aber in Übereinstimmung mit der hier getroffenen Definition (siehe Kapitel 3.3) nicht auf diejenigen Beobachtungen beschränkt, die auch 2015 beschäftigt waren. Stattdessen wird keine Bedingung an den Beschäftigungsstatus im Jahr 2015 (Treatment-Periode) bzw. 2013 (Placebo-Periode) gestellt. Die Ergebnisse unterscheiden sich daher von der Zwei-Jahres-Analyse von Bonin et al. (2018), sind dadurch aber leichter in Bezug mit der Analyse aus Kapitel 5.3 zu bringen. Tabelle A.33 stellt die Ergebnisse der Arbeitszeitanalyse dar. Panel A gibt dabei die Ein-Jahres-, Panel B die Zwei-Jahres-Analyse wieder.

Für sozialversicherungspflichtig Beschäftigte als auch geringfügig Beschäftigte zeigen sich in der Ein-Jahres-Perspektive (siehe Panel A, Tabelle A.33) negative Effekte nach Einführung des Mindestlohnes auf die vertragliche Arbeitszeit der Teilnehmer-Gruppe. Für sozialversicherungspflichtig (geringfügig) Beschäftigte sinkt die Arbeitszeit um ca. 5,1% (-11,1%) im Vergleich zur Kontroll-Gruppe. In der Zwei-Jahres-Perspektive sinkt der Effekt innerhalb der sozialversicherungspflichtigen Beschäftigung leicht, auf schwach-signifikante -4% (siehe Panel B). Für geringfügig Beschäftigte lassen sich die Effekte in der Zwei-Jahres-Perspektive nur eingeschränkt interpretieren. Für diese Stichprobe induziert der Placebo-Test in der Zwei-Jahres-Analyse einen Widerspruch mit der gemeinsamen Trend-Annahme. Der Unterschied in den Ergebnissen zwischen der Ein- und Zwei-Jahres-Analyse für diese Gruppe kann aber womöglich auf die starke Heterogenität der Beschäftigung zurückgeführt werden. Geringfügige Be-

schäftigungen sind häufig nur eine temporäre Beschäftigung: Wechsel in sozialversicherungspflichtige Beschäftigung sind deshalb genauso möglich wie die Transition in die Nicht-Erwerbstätigkeit. Es herrscht also eine hohe Mobilität bezüglich monatlichem Bruttoarbeitsentgelts, Arbeitszeit und Stundenlöhne vor, die nur bedingt mit der Schätzgleichung über zwei Jahre hinweg abgebildet werden kann. Aus diesem Grund sollte die gemeinsame Betrachtung in Spalte (1) und (2) von Tabelle A.33 ebenfalls nur eingeschränkt interpretiert werden.

Tabelle A.33: Mindestlohneffekt auf die relativen vertraglichen Arbeitszeiten

	Gesamte Stichprobe		Sozialversicherungspflichtig Beschäftigte		Geringfügig Beschäftigte	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Panel A: Ein-Jahres-Analyse						
DiD 2014-2015	-2,88*	-5,62***	-4,49***	-5,12***	-6,61	-11,10*
	(1,62)	(1,61)	(1,46)	(1,44)	(5,63)	(5,81)
Placebo 2012-2013	-0,32	-2,56	-1,37	-1,55	-4,20	-6,07
	(1,52)	(1,56)	(1,31)	(1,34)	(6,25)	(5,86)
Konstante	-0,80	9,92**	-2,18**	0,60	8,87	72,63***
	(1,04)	(3,98)	(0,88)	(3,27)	(5,52)	(16,26)
Kontrollvariablen						
Jahres-Dummies	ja	ja	ja	ja	ja	ja
Soziodemo. Informationen		ja		ja		ja
Beschäftigungscharakteristika		ja		ja		ja
Veränderung in Beschäftigung		ja		ja		ja
Beobachtungen	2.378	2.378	1.848	1.848	530	530
Adj. R2	0,000	0,047	0,004	0,031	-0,002	0,111
Panel B: Zwei-Jahres-Analyse						
DiD 2014-2016	-1,67	-5,41**	-3,54*	-3,98*	-13,34*	-17,31**
	(2,27)	(2,22)	(2,05)	(2,04)	(8,07)	(7,57)
Placebo 2010-2012	-2,03	-4,57**	-2,06	-1,60	-13,86**	-14,98**
	(2,09)	(2,10)	(1,90)	(1,98)	(6,44)	(6,62)
Konstante	1,17	1,92	-2,50**	-6,64	21,09***	73,95***
	(1,37)	(5,20)	(1,22)	(4,43)	(5,15)	(22,59)
Kontrollvariablen						
Jahr-Dummies	ja	ja	ja	ja	ja	ja
Soziodemo. Informationen		ja		ja		ja
Beschäftigungscharakteristika		ja		ja		ja
Veränderung in Beschäftigung		ja		ja		ja
Beobachtungen	1.944	1.944	1.490	1.490	454	454
Adj. R2	-0,001	0,082	0,001	0,040	0,009	0,148

Quelle: SOEPv33, Erhebungsjahre 2010-2016.

Anmerkungen: DiDiD-Regression, robuste Standardabweichung in Klammern, auf Personenebene geclustert mit * $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$. Es werden keine Hochrechnungsfaktoren genutzt. Abhängige Variable ist die ein- bzw. zweijährige Veränderung der logarithmierten Arbeitszeit multipliziert mit 100. Koeffizienten können daher als prozentuale Veränderung der vertraglichen Arbeitszeit interpretiert werden. Die Referenzgruppe in Spalte (2), (4) und (6) ist männlich, verheiratet, und 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 in % ausgewiesen. Zur Bestimmung der Teilnehmer-Gruppe wurden vertragliche Stundenlöhne verwendet. Basierend auf der Längsschnittstichprobe.

A.9 Regionale Eingriffsintensität als Identifikationsstrategie

Alternativ zu dem gewählten Ansatz, die Teilnehmer-Gruppe direkt über den individuellen Stundenlohn im Jahr t zu identifizieren, kann die regionale Eingriffstiefe verwendet werden. Innerhalb Deutschlands variieren die Lohnniveaus, sodass der gesetzliche Mindestlohn trotz seiner universellen nominalen Höhe, Regionen unterschiedlich stark beeinflusst. Diese sogenannte Eingriffsintensität wird insbesondere zur Evaluation von Beschäftigungseffekten genutzt (siehe Card, 1992; Garloff, 2016; Caliendo et al., 2017b; Bonin et al., 2018), kann aber auch zur Analyse von Lohneffekten herangezogen werden (Caliendo et al., 2017a). Nachfolgend soll deshalb überprüft werden, inwiefern diese Identifikationsstrategie die oben diskutierten Ergebnisse replizieren und gegebenenfalls erweitern kann.

Auch hierbei soll die zuvor verwendete Stichprobe verwendet werden, also Beschäftigte mit Stundenlöhnen unter 10,00 Euro und einem Mindestlohnanspruch gemäß MiLoG. Dadurch ist sichergestellt, dass die erzielten Ergebnisse mit der Analyse aus Kapitel 5.3 vergleichbar bleiben. Die nachfolgende regionale Eingriffsintensität basiert auf Berechnungen von Caliendo et al. (2017b) und richtet sich nach der regionalen Konzeption der Raumordnungsregionen (ROR, siehe BBSR, 2017). Für 96 vordefinierte Regionen bestimmen Caliendo et al. (2017b) den Anteil an mindestlohnberechtigten Beschäftigten-ovB, die 2014 unterhalb von 8,50 Euro pro Stunde entlohnt wurden. Datenbasis ist die Verdienststrukturerhebung 2014.³³ Zur Vereinfachung der Interpretation wird dieses kontinuierliche Biss-Maß nachfolgend jedoch kategorisiert: Diejenigen Beschäftigten, die in einer Region leben, die 2014 eine Eingriffsintensität hat über dem deutschlandweiten Median, werden als wohnhaft in einer „hoher Eingriff“-Region definiert. Umgekehrt sind Beschäftigte wohnhaft in einer „niedriger Eingriff“-Region, sofern ihr Wohnort 2014 einer Eingriffsintensität unterhalb des deutschlandweiten Median-Eingriffs unterliegt. Der resultierende Indikator wird in drei verschiedenen Modellen verwendet, deren Ergebnisse in Tabelle A.34 dargestellt werden. Als abhängige Variable wird die zweijährige Veränderung der vertraglichen Stundenlöhne betrachtet.

³³ Für eine ausführliche Diskussion der Bestimmung regionaler Eingriffsintensitäten siehe Caliendo et al. (2017b) oder Bonin et al. (2018).

Tabelle A.34: Mindestlohneffekt auf das relative Wachstum von vertraglichen Stundenlöhnen – Modellierung mit Hilfe der regionalen Eingriffsintensität

	Δ Vertragliche Stundenlöhne					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Zwei-Jahres-Analyse						
Hoher Eingriff	-7,48*** (2,30)	-6,63*** (2,42)	-8,03*** (2,26)	-7,22*** (2,36)	-1,37 (2,60)	-0,57 (2,72)
× Periode 2014-2016	5,79* (3,23)	5,74* (3,20)	5,82* (3,14)	5,68* (3,09)	-0,13 (3,62)	0,56 (3,60)
× Periode 2010-2012	1,41 (3,19)	1,37 (3,14)	1,40 (3,12)	1,35 (3,04)	-2,11 (3,54)	-3,55 (3,55)
Stundenlohn < EUR 8,50			11,26*** (1,93)	13,13*** (1,94)	18,90*** (3,79)	20,85*** (3,72)
× DiDiD 2014-2016			7,13*** (2,72)	6,42** (2,69)	0,31 (5,13)	0,53 (5,01)
× Placebo 2010-2012			2,37 (2,64)	1,86 (2,60)	-1,63 (5,17)	-3,82 (5,08)
Hoher Eingriff × Stundenlohn < EUR 8,50					-11,95*** (4,34)	-12,03*** (4,25)
× Periode 2014-2016					10,65* (6,00)	9,17 (5,90)
× Periode 2010-2012					6,33 (5,93)	8,90 (5,85)
Konstante	20,21*** (1,85)	16,43*** (4,57)	12,76*** (1,81)	10,69** (4,49)	10,77*** (2,06)	9,16** (4,61)
Kontrollvariablen						
Jahres-Dummies	ja	ja	Ja	ja	Ja	ja
Soziodemo. Informationen, Beschäftigungscharakteristika, Veränderung in Beschäftigung		ja		ja		ja
Beobachtungen	2.874	2.874	2.874	2.874	2.874	2.874
Adj. R2	0,009	0,041	0,064	0,102	0,066	0,104

Quelle: SOEPv33, Erhebungsjahre 2012-2015.

Anmerkungen: DiDiD-Regression, robuste Standardabweichung 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, und hat keine Kinder unter 16 Jahre im Haushalt, arbeitet Vollzeit und unbefristet im Produktions-Sektor in einer mittelgroßen Firma, hat ein mittleres Bildungsniveau, eine deutsche Staatsbürgerschaft, wohnt in den alten Bundesländern und berichtet keinen Arbeitsplatzwechsel. Alle Koeffizienten in % ausgewiesen. Zur Bestimmung der Teilnehmer-Gruppe wurden vertragliche Stundenlöhne verwendet. Basierend auf der Längsschnittstichprobe. „×“ induziert einen Interaktionsterm. Beispiel: „× Periode 2014-2016“ unter „Hoher Eingriff“ bedeutet, dass ein Individuum in 2014 in einer Hohen Eingriffs Region gelebt hat.

In einem ersten Test wird in Abhängigkeit des Eingriffs-Indikators überprüft, ob sich das Lohnwachstum generell und nach Einführung des gesetzlichen Mindestlohnes zwischen den Hoch- und Niedrig-Eingriffs-Wohnorten unterscheidet. Spalte (1) und (2) in Tabelle A.34 stellen die dazugehörigen Ergebnisse dar. Hier zeigt sich, dass über den gesamten Zeitraum das durchschnittliche Lohnwachstum in Regionen mit einem hohen Eingriff signifikant niedriger war als in anderen Regionen (ca. -6,6% laut Spezifikation (2)). Diese Unterschiede haben sich aber

nach der Einführung des gesetzlichen Mindestlohnes nivelliert. Zwischen 2014 und 2016 war das Lohnwachstum nämlich 5,7% (laut Spezifikation (2)) höher als in den Jahren zuvor.

Spalte (3) und (4) stellen einen gedanklichen Zwischenschritt dar und überprüfen, inwiefern der „Hoher Eingriff“-Indikator einen Effekt auf den Treatment-Effekt des in Kapitel 5.3 verwendeten Modells hat. Im Vergleich zu Kapitel 5.3.1 resultiert jedoch ein Treatment-Effekt für Beschäftigte mit einer Entlohnung unter 8,50 Euro pro Stunde ähnlicher Größe (ca. 4,0%). Spalte (5) und (6) kombinieren schließlich den Biss-Indikator mit dem Indikator „Lohn < EUR 8,50“. Dadurch kann festgehalten werden, ob das Lohnwachstum in Hoch-Eingriffs-Regionen anderen, divergierenden Mindestlohneffekten unterlag. Hier zeigt sich, dass vor allem mindestlohnberechtigten Beschäftigten mit Löhnen unter 8,50 Euro pro Stunde mit Wohnsitz in einer Hoch-Eingriffs-Region die stärksten Lohnzuwächse berichten.

Diese Modellierung ist jedoch insgesamt nur bedingt interpretierbar. Der Wohnsitz und die Lohnhöhe korrelieren sehr stark miteinander, sodass die Variation zwischen individueller und regionaler Reforminzidenz nicht ausreicht, dezidierte Aussagen treffen zu können. Weil jedoch vor allem ostdeutsche Regionen das Hoch-Eingriffs-Kriterium erfüllen, sind die erzielten Aussagen prinzipiell auch mit einer Subgruppenanalyse zu erzielen.

A.10 Anzahl der Arbeitsstunden von geringfügig Beschäftigten

Eine wichtige Kennziffer dieses Berichts bildet der Anteil der unter Mindestlohn entlohnten Beschäftigten. Speziell bei der Gruppe der geringfügig Beschäftigten zeigen sich auch nach der Einführung überproportional häufig Löhne unterhalb des gesetzlichen Mindestlohns. Bei dieser Gruppe können insbesondere im Vergleich zu Vollzeitbeschäftigten bei den Arbeitsstunden bereits vergleichsweise kleine Abweichungen der angegebenen von den exakt geleisteten Stunden (z.B. aufgrund von Rundungen) zu quantitativ bedeutsamen Messfehlern bei den errechneten Stundenlöhnen führen.

Im Folgenden wird daher für geringfügig Beschäftigte ein Abgleich der Angaben der monatlichen Arbeitsstunden aus der VSE 2014 mit denen laut SOEP ebenfalls im Jahr 2014 vorgenommen. Sollte sich zeigen, dass die von geringfügig Beschäftigten angegeben Arbeitsstunden laut SOEP deutlich höher liegen als in der VSE, wäre dies ein Hinweis darauf, dass die SOEP-basierten Stundenlöhne die wahren Stundenlöhne in dieser Gruppe unterschätzen. Der Fokus bei diesem Vergleich liegt auf *monatliche* Arbeitsstunden, da diese in der VSE berichtet werden.

Im SOEP können sowohl solche Personen unterschieden werden, die ausschließlich einem Minijob nachgehen als auch solche, die im Nebenerwerb geringfügig beschäftigt sind. Diese Unterscheidung ist wichtig, weil nur bei Personen, die ausschließlich geringfügig beschäftigt sind, im SOEP sowohl vertragliche als auch tatsächliche Stunden erhoben werden. Bei Personen, die im Nebenerwerb geringfügig beschäftigt sind, liegen dagegen nur die tatsächlichen Stunden vor. Für die VSE sind vertragliche Arbeitszeiten für Beschäftigungsverhältnisse ausgewiesen, während im SOEP Beschäftigte betrachtet werden. Ob es sich um eine Haupt- oder Nebentätigkeit handelt, ist deshalb unbekannt. Der Sektor der Beschäftigten in Privathaushalten ist in der VSE nicht enthalten. Aus diesem Grunde wurde dieser Sektor auch aus den Angaben des SOEP hier herausgerechnet. Die Zahl der geringfügig Beschäftigten beläuft sich danach nach Angaben der VSE auf 5,8 Mio. Personen, im SOEP wird knapp 5,3 Mio. Beschäftigte berichtet.

In Tabelle A.35 werden verschiedene Perzentile und Mittelwerte der monatlichen Arbeitsstundenverteilungen für verschiedene Arbeitszeitkonzepte und Typen von geringfügig Beschäftigten dargestellt. Spalte (1) zeigt die vertraglichen Arbeitsstunden laut VSE 2014. Die nachfolgenden Spalten beziehen sich auf das SOEP. In Spalte (2) werden vertragliche Arbeitsstunden von Beschäftigten gezeigt, die ausschließlich und als Haupterwerb einem Minijob nachgehen.

In Spalte (3) werden tatsächliche Arbeitsstunden für ebendiese Gruppe gezeigt. In Spalte (4) stehen tatsächliche Arbeitsstunden derjenigen Beschäftigten, die einem Minijob als Nebenerwerb nachgehen. In Spalte (5) werden die Gruppen aus den Spalten (3) und (4) gemeinsam analysiert. Dies sind also die Beschäftigten, die einem Minijob als Haupt- und/oder als Nebenerwerb nachgehen.

Laut VSE beträgt die durchschnittliche vertragliche Arbeitszeit bei geringfügig Beschäftigten, die einem Minijob ausschließlich oder/und als Nebenerwerb nachgehen, ca. 34 Stunden monatlich. Im SOEP liegt die durchschnittliche vertragliche Arbeitszeit von Beschäftigten, die ausschließlich und als Haupterwerb einem Minijob nachgehen, im Durchschnitt rund 13 Stunden höher. Daraus zu schlussfolgern, dass die im SOEP angegebenen Arbeitszeiten zu hoch sind, greift jedoch zu kurz. Denn die Arbeitszeiten von Personen, die einen Minijob als Nebenerwerb ausüben, liegen bei nur ca. 26 Stunden und damit deutlich niedriger als in der VSE. Für Letztere liegen im SOEP nur die tendenziell leicht höheren Werte der tatsächlichen Arbeitszeiten vor. Ein Vergleich zwischen SOEP und VSE sollte daher im SOEP auch Minijobs im Nebenerwerb berücksichtigen. Es zeigt sich auch, dass sich die SOEP-basierten Verteilungen der vertraglichen und tatsächlichen Arbeitszeiten für Beschäftigte, die ausschließlich und als Haupterwerb einem Minijob nachgehen, kaum unterscheiden (vergleiche Spalten (2) und (3)). Daher wird es als zulässig erachtet, die SOEP-basierte Verteilung der tatsächlichen Arbeitsstunden für Beschäftigte mit Minijob als Haupt- und Nebenerwerb (Spalte (5)) mit der Verteilung der vertraglichen Arbeitsstunden laut VSE zu vergleichen. Diese integrierte Verteilung tatsächlicher Arbeitsstunden laut SOEP unterscheidet sich kaum von der Verteilung der vertraglichen Arbeitsstunden laut VSE (in Spalte (1)). Der untere Rand (10., 25., und 50. Perzentil) liegt im SOEP tendenziell leicht niedriger, der obere (75. und 90. Perzentil) leicht höher als in der VSE. Die Durchschnittswerte liegen mit 35,1 (SOEP) und 34,2 (VSE) ebenfalls nah beieinander. Dieser Befund legt nahe, dass Messfehler bei den Stundenangaben keine hinreichende Erklärung für den hohen Anteil von geringfügig Beschäftigten ist, die auch nach der Einführung laut SOEP noch unterhalb des Mindestlohns bezahlt werden.

Tabelle A.35: Monatliche Arbeitsstunden von geringfügig Beschäftigten im Jahr 2014

	VSE	SOEP			
	(1) Vertragliche Arbeitsstunden (Minijob, aus- schließlich oder/und als Nebenerwerb)	(2) Vertragliche Ar- beitsstunden (ausschließlich Minijob)	(3) Tatsächliche Ar- beitsstunden (ausschließlich Minijob)	(4) Tatsächliche Arbeitsstunden (Minijob als Nebenerwerb)	(5) Tatsächliche Arbeitsstunden (Minijob, aus- schließlich oder/und als Nebenerwerb)
10. Perzentil	12,0	21,7	21,7	5,0	8,0
25. Perzentil	21,7	34,6	34,6	8,0	15,0
50. Perzentil	34,8	43,3	43,3	20,0	30,3
75. Perzentil	44,0	65,0	65,0	32,0	48,0
90. Perzentil	53,0	77,9	86,6	50,0	65,0
Mittelwert	34,2	47,2	49,0	25,6	35,1
Beobachtun- gen	5.768.124	1.986.414	2.147.001	3.137.441	5.284.442

Quelle: FDZ der Statistischen Ämter des Bundes und der Länder, SUF-VSE2014, Berechnungen durch die Geschäfts- und Informationsstelle der Mindestlohnkommission. SOEPv33, Erhebungsjahr 2014.

Anmerkungen: Ausschließlich geringfügig Beschäftigte und geringfügig Beschäftigte im Nebenerwerb, ohne Beschäftigte im privaten Haushaltssektor. Beobachtungszahlen für SOEP basierte Statistik sind basierend auf Hochrechnungsfaktoren skaliert, um Repräsentativität zu gewährleisten (siehe Technischer Anhang B.9)

B Technischer Anhang

B.1 Identifikation von Branchen mit eigenen Mindestlöhnen

Die Identifikation von ArbeitgeberInnen mit branchenspezifischen Mindestlöhnen erfolgt über die Einteilung nach der Klassifikation der Berufe (KldB), definiert und veröffentlicht durch die Bundesagentur für Arbeit. Die Abfallwirtschaft als auch das Bauhauptgewerbe werden durch die Statistische Systematik der Wirtschaftszweige in der Europäischen Gemeinschaft (kurz NACE) definiert. Tabelle B.1 fasst die Branchen bzw. deren Identifikation zusammen.

Tabelle B.1: Bestimmung der Branchen mit eigenen Mindestlöhnen

Bezeichnung	KldB	NACE
Dachdeckerhandwerk	4880, 4881, 4887	
Gebäudereinigung	9340, 9341	
Elektrohandwerk	2414, 3110, 3111, 3112, 3117, 3120, 3122, 3170, 3171, 3172, 3125, 3160, 3163, 3161, 3167, 3165, 3211, 3219, 5413, 6220, 6223, 6229, 3100, 3107, 3109, 3113, 3114	
Maler- und Lackierhandwerk	5101, 5102, 5107, 5110, 5113, 5120, 5142, 5143, 5122, 5123, 5117	
Pflegesektor	8530, 8533, 8534, 8535, 8536, 8538, 8541, 8640, 8647, 8649, 8531, 8532, 8539, 8650, 8660, 8667, 8670, 8677	
Friseurhandwerk	9010, 9011, 9012, 9014, 9017	
Land- und Forstwirtschaft, Gartenbau	110, 628	
Schornsteinfegerhandwerk	8041, 8042	
Steinmetz- und Steinbildhauerhandwerk	1010, 1018	
Gerüstbauerhandwerk	4431, 4437, 4872	
Fleischindustrie	4010 - 4017	
Wäschereidienstleistungen	9313, 9314, 9310, 9317	
Textil- und Bekleidungsindustrie*	9315 - 9319, 3310 - 3619, 5315	
Zeitungszustellung	51321	
Abfallwirtschaft, Abwasser und Abfallbeseitigung		37, 90
Bauhauptgewerbe		45
Zeitarbeit*	<i>Identifikation über alternative Angaben</i>	
Aus- und Weiterbildung	<i>Keine Identifikation möglich</i>	
Geld- und Wertdienste	<i>Keine Identifikation möglich</i>	

Anmerkung: * Spezielle Regelungen für Ostdeutschland berücksichtigt.

Die branchenspezifischen Ausnahmeregelungen wurden berücksichtigt, ab dem Jahr, in dem diese eingeführt wurden. Dabei werden auch die speziellen Ausnahmeregelungen für Ostdeutschland berücksichtigt. Grundsätzlich ist bei allen Abgrenzungen zu beachten, dass die Klassifikation der Berufe im SOEP nicht direkt erhoben wird, sondern auf offenen Angaben der Befragten basiert, die zwar in einem standardisierten Prozess rekodiert werden, der aber nicht in jedem Fall eine korrekte Zuweisung nach dem Klassifikationsschema garantiert.

Insbesondere können Beschäftigte in den Branchen „Geld- und Wertdienste“ und „berufliche Weiterbildung“ im SOEP nicht identifiziert werden. Die Gruppe der ZeitungszustellerInnen kann ebenfalls nur näherungsweise identifiziert werden, da nur der Tätigkeitsschlüssel herangezogen werden kann. Es ist davon auszugehen, dass hiermit aber sowohl Personen erfasst werden, die keine ZeitungszustellerInnen sind, als auch nicht alle ZeitungszustellerInnen. Unschärfen gibt es weiterhin bei der Gruppe der Beschäftigten im Elektrohandwerk.

Hochgerechnet beziffern sich die identifizierten Beschäftigten in Branchen mit einem Branchenmindestlohn unter 8,50 Euro pro Stunde im Jahr 2014 auf 554 Tausend Personen. 3,6 Millionen Beschäftigte werden im Jahr 2014 identifiziert, die in einer Branche mit einem Mindestlohn über 8,50 Euro tätig sind.

B.2 Anonymisierte Wachstumsinzidenzkurven

Die anonymisierten Wachstumsinzidenzkurven stellen dezilspezifische Wachstumsraten der vertraglichen Stundenlöhne (Zielvariable) dar. Es wird Folgendes für die Lohnzuwächse zwischen 1998-2000, 2000-2002, ..., 2014-2016 berechnet.

Bei der anonymisierten Wachstumsinzidenzkurve werden durchschnittliche Lohnzuwächse von Dezil d der Stundenlohnverteilung in Jahr t relativ zu dem gleichen Dezil d in $t+2$ berechnet unabhängig davon, welche Personen sich in diesem Quantil q befinden. Bei den Pen's Paraden (siehe Kapitel B.3) wird eine ähnliche Berechnung durchgeführt, wobei die Stichprobe in feinere Gruppen als Dezile aufgeteilt wird.

B.2.1 Aufteilung der Lohnverteilung in Dezilen

Die Lohnverteilung der Querschnittstichprobe wird in jedem Jahr in 10 Dezile im Jahr t aufgeteilt, das heißt, die gesamten Beobachtungen der entsprechenden Stichprobe werden aufsteigend nach der Zielvariable sortiert und in 10 Gruppen aufgeteilt, wobei auf jede 10% der Beobachtungen entfallen, das entspricht ca. $N_d = \text{Anzahl Beobachtungen in Stichprobe} / 10$. Die Einteilung in Dezile geschieht unter Verwendung der SOEP-Hochrechnungsfaktoren. Aus diesem Grunde sind die tatsächlichen (ungewichteten) Beobachtungszahlen pro Dezil (N_d) nicht exakt gleich.

B.2.2 Berechnung der Wachstumsraten

Definiere den Durchschnittsstundenlohn in Dezil d in Jahr t als $w_{d,t} = \frac{\sum_{i=1}^{N_d}(w_{i,d})}{\sum_{i=1}^{N_d}(HRF_{i,d})}$. Für jedes d werden relative Lohnzuwächse, $\Delta_{w_{d,t}}^{relativ} = \frac{w_{d,t+2} - w_{i,d}}{w_{i,d}}$, berechnet wobei $t \in \{1998, 2000, 2002, 2004, 2006, 2008, 2010, 2012, 2014\}$. Der Durchschnittsberechnung liegen die Gewichtungs- und Hochrechnungsfaktoren, HRF, des SOEP zugrunde.

B.2.3 Grafische Darstellung

Die durchschnittlichen Wachstumsraten werden grafisch dargestellt. Auf der Abszisse werden dabei die Dezile ausgewiesen. Auf der Ordinate sind die durchschnittlichen relativen dezilspezifischen Wachstumsraten der Zielvariable abgetragen.

B.2.4 Regression

Um die grafische Darstellung durch statistische Signifikanztests zu komplementieren, wird folgende Regressionsanalyse durchgeführt.

$$\Delta_{w_{d,t}}^{relativ} = \sum_{d=1}^{10} [D_d \times \beta_d] + \sum_{d=1}^{10} [(D_d \times \mathbb{I}_{t=2014}) \times \delta_d] + \varepsilon_{d,t}$$

wobei D_d eine Dummy Variable ist, die im jeweiligen Dezil d den Wert 1 annimmt, $\mathbb{I}_{t=2014}$ ist ein Indikator, der für das Jahr $t=2014$ den Wert 1 annimmt, und $t \in \{1998, 2000, 2002, 2004, 2006, 2008, 2010, 2012, 2014\}$. Es wird auf eine Konstante verzichtet, um die Interpretation der Koeffizienten zu erleichtern. β_d gibt das gemittelte Durchschnittslohnwachstum der Jahresvergleiche $t \neq 2014$ an δ_d .

B.3 Grafische Analyse der Verteilung mit Pen's Paraden

Pen's Paraden zeigen den quantilspezifischen Durchschnitt der Zielvariable für die nach dieser Variable aufsteigend sortierten Stichprobe. Die Pen's Paraden werden für die drei Zielvariablen berechnet: vertragliche Stundenlöhne, tatsächliche Stundenlöhne, und Bruttomonatsverdienste. Bei der Beschreibung der Methodologie wird generisch auf „Stundenlöhne“ Bezug genommen. Dieser Analyse liegt die „Querschnittstichprobe“ zugrunde. Neben einer Analyse ohne Unterteilung (Basisgruppe), wird die Stichprobe zusätzlich in folgende Untergruppen zerlegt: Männer/Frauen, Ost-/Westdeutschland, Art der Beschäftigung (Vollzeit, Teilzeit, Marginal), Staatsangehörigkeit, Berufsausbildung, Altersgruppe. Technisch werden alle Observationen der entsprechenden Gruppe/Basisgruppe aufsteigend nach ihrem Stundenlohn sortiert, mit SOEP Hochrechnungsfaktoren gewichtet und schließlich in Perzentile aufgeteilt. Die perzentilspezifischen Durchschnittslöhne (Ordinate) werden auf die Perzentile (Abszisse) abgetragen.

Um den Wachstumsprozess analysieren zu können, werden die Differenzen der Pen's Paraden aus dem Jahr t von den entsprechenden Paraden aus dem Jahr $t+2$ (Perzentil-spezifisch) subtrahiert und durch den Wert in t dividiert. So erhält man eine Übersicht der perzentilspezifischen relativen Wachstumsraten.

B.4 Personalisierte Wachstumsinzidenzkurven

Personalisierte Wachstumsinzidenzkurven stellen Quantil- oder Lohngruppen-spezifische Wachstumsraten der Zielvariable dar. Folgendes wird für die Lohnzuwächse zwischen 2013-2014, 2014-2015, und 2015-2016 berechnet. Es werden die drei Zielvariablen analysiert: vertragliche Stundenlöhne, tatsächliche Stundenlöhne und Bruttomonatsverdienste. Bei der Beschreibung der Methodologie wird generisch auf „Stundenlöhne“ Bezug genommen.

Bei den differenzierten Pen's Paraden („anonymisierte“ Wachstumsinzidenzkurven, siehe Kapitel B.3) werden durchschnittliche Lohnzuwächse von Quantil q der Stundenlohnverteilung in Jahr t relativ zu dem gleichen Quantil q in $t+2$ berechnet unabhängig davon, welche Personen sich in diesem Quantil q befinden. Im Gegensatz dazu werden bei personalisierten Wachstumsinzidenzkurven (pWIK) die Lohnzuwächse von Personen in Quantil q im Jahr t relativ zu Löhnen ebendieser Personen in Jahr $t+2$ verglichen, unabhängig davon, in welchem Quantil sie sich in $t+2$ befinden. Um eine solche Analyse realisieren zu können, werden Lohninformationen sowohl in Jahr t als auch $t+2$ benötigt. Die folgenden Berechnungen basieren daher auf der Stichprobe „Längsschnitt“. Neben einer Analyse ohne Unterteilung (Basisgruppe), wird die Stichprobe zusätzlich in folgende Untergruppen zerlegt: Männer/Frauen, Ost-/Westdeutschland, Art der Beschäftigung (Vollzeit, Teilzeit, Marginal). Für jede dieser Gruppen wird wie folgt vorgegangen.

B.4.1 Aufteilung der Lohnverteilung in Gruppen

Aufteilung nach Quantilen: Die Lohnverteilung der Basisgruppe bzw. der relevanten Untergruppe wird in Q Quantile im Jahr t aufgeteilt, das heißt, die gesamten Beobachtungen der entsprechenden Stichprobe werden aufsteigend nach der Zielvariable sortiert und in Q Gruppen aufgeteilt, wobei auf jede dieser $q = 1, \dots, Q$ Gruppen $(100/Q)\%$ der Beobachtungen entfallen, das entspricht ca. $N_q = \text{Anzahl Beobachtungen in Stichprobe} / Q$. Die Einteilung in Quantile geschieht unter Verwendung der SOEP-Hochrechnungsfaktoren. Aus diesem Grunde sind die tatsächlichen (ungewichteten) Beobachtungszahlen pro Quantil (N_q) nicht identisch.

Q wird in Abhängigkeit der Populations-spezifischen Fallzahlen variiert, um eine ausreichende Fallzahl im Quantil zu gewährleisten. In der Basisgruppe werden 80, in der Aufteilung nach Geschlecht 40 (Mann, Frau), bei der Aufteilung nach Beschäftigungsart 15 (Vollzeit, Teilzeit, geringfügig Beschäftigte), und bei der Unterscheidung zwischen Ost- und Westdeutschland,

Staatsangehörigkeit (Deutsche, AusländerInnen), Berufsbildung (keine Ausbildung, Berufsausbildung, akademische Ausbildung), und Altersgruppe (18-24, 25-54, >54 Jahre) jeweils 25 Quantile unterschieden.

Um eine Vergleichbarkeit der späteren grafischen Darstellung zwischen den Untergruppen zu erreichen, werden normierte Quantile berechnet: $q_{normiert} = q(100/Q)$. Da durch diese Normierung erreicht wird, dass die Quantilwerte sich zwischen 0 und 100 bewegen, wird im Text von Perzentilen gesprochen.

Aufteilung nach Lohnsegmenten: Die Lohnverteilung der Basisgruppe bzw. der relevanten Untergruppe wird in folgende Segmente aufgeteilt: unter 8,50 Euro und über 8,50 Euro pro Stunde. In der Analyse von Bruttostundenlöhnen wird 450 Euro als untere Schwelle festgelegt. Die Anzahl der Observationen wird in jedem Segment N_g genannt, wobei $g = \{1,2\}$ ein Indikator für die zwei Segmente ist.

B.4.2 Berechnung des nominalen Wachstums/der Wachstumsraten je Gruppe

Definiere den Stundenlohn von Individuum i in Jahr t als w_i . Für jedes i werden nominale Lohnzuwächse, $\Delta_{w_i}^{nominal} = w_{i,t+2} - w_{i,t}$, als auch relative Lohnzuwächse, $\Delta_{w_i,t}^{relativ} = \frac{w_{i,t+2} - w_{i,t}}{w_{i,t}}$, berechnet. Anschließend werden entsprechend der soeben definierten Gruppen die durchschnittlichen Lohnzuwächse wie folgt berechnet.

$$\emptyset \text{ nominale Veränderung}_{t,k} = \bar{\Delta}_{t,k,b=0}^{nom} = \frac{\sum_{i=1}^{N_k} (HRF_{i,t} * \Delta_{w_i,t}^{nominal})}{\sum_{i=1}^{N_k} (HRF_{i,t})}$$

$$\emptyset \text{ relative Veränderung}_{t,k} = \bar{\Delta}_{t,k,b=0}^{rel} = \frac{\sum_{i=1}^{N_k} (HRF_{i,t} * \Delta_{w_i,t}^{relativ})}{\sum_{i=1}^{N_k} (HRF_{i,t})}$$

wobei $t \in \{2012, 2014\}$, $k \in \{q, g\}$ die Quantile bzw. Lohnsegmente indexiert. Um die Punktschätzer von den später definierten Bootstrap-Schätzern unterscheiden zu können, wird das Subskript $b = 0, \dots, B$ hinzugefügt. Bei $b = 0$ handelt es sich um den Punktschätzer. Der Durchschnittsberechnung liegen die Hochrechnungsfaktoren, HRF , des SOEP zugrunde.

B.4.3 Darstellung der Ergebnisse

Quantilgruppen: Die durchschnittlichen relativen Wachstumsraten werden grafisch dargestellt. Es wird auf die grafische Darstellung der absoluten Wachstumsraten verzichtet. Auf der

Abszisse werden dabei die normierten Quantile dargestellt, um eine Vergleichbarkeit zwischen den Graphen zu ermöglichen. Auf der Ordinate sind die durchschnittlichen relativen und nominalen Quantil-spezifischen Wachstumsraten der Zielvariable abgetragen. Bei den Zielvariablen vertraglicher und tatsächlicher Stundenlohn wird das Quantil, an dem sich der Mindestlohn von 8,50 Euro befindet, durch eine rote vertikale Linie gekennzeichnet. Die Konfidenzintervalle werden in grau um die Punktschätzer in schwarz dargestellt.

Lohnsegmente: Die Ergebnisse werden in Form einer Tabelle dargestellt, aus welcher die jeweiligen Durchschnittszuwächse für die Basisgruppen und Subgruppen abgelesen werden können.

B.4.4 Bootstrapping zur Konfidenzintervallschätzung

Um die Sampling-Varianz der so berechneten pWIK evaluieren zu können, wird ein Bootstrapping-Verfahren, welches in Anhang B.7 generell eingeführt wird, angewendet. Die gesamte Schätzung (inklusive Einteilung der Quintile nach und Durchschnittsberechnung) der pWIK wird für 200 Bootstrap-Stichproben wiederholt. Jeder Beobachtung wird in jeder Bootstrap-Stichprobe ein Gewicht zugeteilt, das sich aus einem Produkt aus SOEP-Hochrechnungsfaktoren und einem randomisierten Faktor zusammensetzt. Entsprechend der 200 Bootstrap-Stichproben $b = \{1, \dots, 200\}$ entstehen somit 200 durchschnittliche Wachstumswerte für jede Kombination aus Jahr, Art der Aufteilung in Gruppen, und Art des Wachstumskonzepts: $\bar{\Delta}_{t,k,b}^a$, wobei $t \in \{2013, 2014, 2015\}$, $k \in \{q, g\}$, $a \in \{absolut, relativ\}$. Das 2,5%-Quantil der Verteilung der Wachstumsraten über diese 200 Stichproben dient als untere Grenze, das 97,5%-Quantil als obere Grenze des 95% Konfidenzintervalls. Somit hat das Konfidenzintervall um die k Punktschätzer $\bar{\Delta}_{t,k,b=0}^a$ folgende Form: $\left[q_{2.5} \left(\bar{\Delta}_{t,k}^a \right); q_{97.5} \left(\bar{\Delta}_{t,k}^a \right) \right]$, wobei $q_{\tau}(x)$ das τ %-Quantil der Verteilung von x darstellt.

B.5 Übergangsmatrizen

Übergangsmatrizen stellen die Mobilität zwischen Lohngruppen/-quantilen bzw. Erwerbseinkommensgruppen/-quintilen und außerdem der Nichterwerbstätigkeit dar. Die Matrizen werden für die Jahrespaare 2014-2015 und 2015-2016 berechnet. Ähnlich wie bei den Wachstumsinzidenzkurven werden die Berechnungen für drei Zielvariablen durchgeführt: vertragliche Stundenlöhne, tatsächliche Stundenlöhne, und Bruttomonatsverdienst. Bei der Beschreibung der Methodologie wird generisch auf „Stundenlöhne“ Bezug genommen. Um eine Analyse der Übergänge zwischen verschiedenen Lohngruppen zwischen Jahr t und Jahr $t + 2$ realisieren zu können, werden Lohninformationen sowohl in Jahr t als auch $t + 2$ benötigt. Die folgenden Berechnungen basieren daher auf der Stichprobe, in der alle Personen in beiden betrachteten Perioden beobachtet sind.

Als nicht erwerbstätig werden für diese Analyse folgende Gruppen bezeichnet: Personen, die sich entweder in Ausbildung oder Lehre; in Altersteilzeit mit Arbeitszeit gleich null; im Wehrdienst; im Zivildienst; in Beschäftigung bei einer Werkstatt für behinderte Menschen befinden; und diejenigen, die als nicht erwerbstätig gemeldet sind.

B.6 Aufteilung der Lohnverteilung in Gruppen.

Die Lohnverteilung wird in Lohnsegmente $g=1,\dots,4$ wie folgt aufgeteilt. Es werden Stundenlöhne unter 8,50 Euro, von 8,50 Euro bis unter 10,50 Euro, von 10,50 Euro bis unter 12 Euro, und über 12 Euro separat analysiert. Gruppe $g = 0$ referenziert die Gruppe der Nicht-Erwerbstätigen.

In der Analyse von Bruttomonatslöhnen werden 450 Euro als Schwelle festgelegt und die Gruppe der Beschäftigten, die unter 450 Euro liegen wird nochmals aufgeteilt in diejenigen, die über und diejenigen die unter 8,50 Euro pro Stunde verdienen.

B.6.1 Berechnung der Übergangswahrscheinlichkeiten je Gruppe

Die Anzahl der Lohnsegmente werden als $g = 0, \dots, G$ bezeichnet. Sei $N_{g(t)}$ die Anzahl der Individuen, die sich zum Zeitpunkt t in Segment $g(t)$ befinden. Außerdem wird $N_{g(t)}^{g(t+2)}$ als die Anzahl der Individuen definiert, die sich in Jahr t in $g(t)$ und in Jahr $t + 2$ in $g(t + 2)$ befinden. In jeder Zeile einer Übergangsmatrix wird $g(t)$ fixiert und in jeder Spalte $g = 0, \dots, G$ die

Wahrscheinlichkeit $P_{g(t)}^{g(t+2)} = \frac{N_{g(t)}^{g(t+2)}}{N_{g(t)}}$ berechnet. Entsprechend dieser Definitionen gilt

$$\sum_{g(t+1)=0}^{g(t+2)=G} \frac{N_{g(t)}^{g(t+2)}}{N_{g(t)}} = 1.$$

Um die Sampling-Varianz der Ergebnisse einschätzen zu können, wird wie bei der Schätzung der pWIKs auch hier ein Bootstrapping-Verfahren durchgeführt, siehe Erklärung in Anhang B.7. Es werden unter den geschätzten Wahrscheinlichkeiten die aus dem Bootstrapping resultierenden Standardabweichungen dargestellt.

B.7 Bootstrapping-Verfahren

Alle statistischen Ergebnisse, die auf Stichproben aus einer Gesamtpopulation beruhen, unterliegen einer gewissen Unsicherheit, da das SOEP nur eine Teilstichprobe aus der Grundgesamtheit (Bevölkerung in Deutschland) darstellt. Damit entsteht eine statistische Unsicherheit darüber, wie nahe der Stichproben-Schätzer am wahren Schätzer für die Grundgesamtheit liegt. Diese Unsicherheit gibt es zu quantifizieren. Das Bootstrapping ist ein wirksames Verfahren für eine solche Quantifizierung. Das Verfahren wird angewendet, um die Unsicherheit der Schätzungen der Übergangsmatrizen und personalisierten WIK zu evaluieren.

Zur Veranschaulichung des Bootstrapping-Konzepts wird der einfache Durchschnittswert verwendet. Angenommen, die Unsicherheit des Durchschnittswertes μ soll bestimmt werden, um zu entscheiden, ob dieser sich statistisch signifikant von „Null“ unterscheidet. Im ersten Schritt wird das Ziehen der Stichprobe artifizuell nachgestellt, indem allen Beobachtungen in jeder Bootstrap-Stichprobe $b = 1, \dots, B$ ein randomisiertes Gewicht zugeordnet wird (in den vorliegenden Berechnungen wird dieses randomisierte Gewicht zusätzlich mit den Hochrechnungsfaktoren des SOEP multipliziert) und dann der Durchschnittswert gebildet wird. Liegen die resultierenden $\{\mu_1, \dots, \mu_b, \dots, \mu_B\}$ Schätzungen weit auseinander, deutet dies auf eine hohe Unsicherheit des Schätzers hin. Vice versa, liegen sie nah beieinander, ist der Schätzer stabil. Im Folgenden wird als Punktschätzer μ_0 die Mittelwertschätzung definiert, die aus der ursprünglichen Stichprobe (ohne Bootstrap-Gewichte) resultiert.

Wie nah beieinander müssen die B Schätzungen liegen bzw. wie weit entfernt von dem Punktschätzer μ_0 , um von statistischer Signifikanz zu sprechen? Hier gibt es zwei Herangehensweisen. Erstens kann ein empirisches $\alpha\%$ -Konfidenzintervall geschätzt werden, indem das $\frac{\alpha}{2}\%$ Quantil als untere Grenze, und das $(100 - \frac{\alpha}{2})\%$ Quantil als obere Grenze genutzt wird (dieses Verfahren wird bei der Konfidenzintervallschätzung der pWIK genutzt). Zweitens erlauben die B Bootstrap-Schätzungen die Berechnungen einer Standardabweichung des Schätzers, genannt SE_B . Unter der Annahme, dass die Schätzungen normalverteilt sind (Zentraler Grenzwertsatz), kann mit Hilfe dieser Standardabweichung ein 95% Konfidenzintervall geschätzt werden, welches folgende Grenzen hat: $[\mu_0 - 1.96 * SE_B; \mu_0 + 1.96 * SE_B]$. Liegt der Wert „Null“ außerhalb dieser Grenzen, kann man konstatieren, dass der Durchschnittswert statistisch signifikant verschieden von Null ist. Bei der Wahl der Anzahl Bootstrap-Durchgänge B wird der Literatur gefolgt, in der $B=200$ Bootstrap-Stichproben für ausreichend erklärt werden.

B.8 Lohnungleichheitszerlegung

Als Ungleichheitsmaß wird mit der gemittelten Log-Abweichung (mean log deviation, *MLD*) ein Standardmaß in der Ungleichheitsliteratur aus der Klasse der Entropie-Maße (mit einem Ungleichheitsaversionsparameter von Null) genutzt. Die *MLD* ist definiert als $MLD = GE(0) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \ln\left(\frac{\mu}{y_i}\right)$ wobei y_i der Lohn von Beobachtung i , μ der Durchschnittslohn, und N die Anzahl der Beobachtungen ist.

Ein Vorteil der *MLD* ist, dass sie es im Unterschied zum häufig verwendeten Gini-Koeffizienten erlaubt, zu quantifizieren, welcher Anteil der gesamten Ungleichheit in einer Population auf Unterschiede innerhalb von Subgruppen (*Intragruppenkomponente*) und welcher auf Unterschiede in den Durchschnittslöhnen zwischen Subgruppen (*Intergruppenkomponente*) zurückzuführen ist. So lässt sich beispielsweise bestimmen, welcher Anteil der gesamten Ungleichheit auf Lohnungleichheiten innerhalb der Gruppe der Frauen beziehungsweise innerhalb der Gruppe der Männer (*Intragruppenkomponente*) und welcher auf Unterschiede in den Durchschnittslöhnen zwischen Männern und Frauen zurückzuführen ist (*Intergruppenkomponente*). Diese Zerlegung lässt sich für beliebige Subgruppen durchführen, sofern jede Beobachtung exakt einer Gruppe zugeordnet ist.

Die *MLD* kann wie folgt additiv nach Gruppen zerlegt werden:

$$MLD = \sum_g v_g MLD_g + \sum_g v_g \ln\left(\frac{\mu}{\mu_g}\right)$$

Dabei ist μ/μ_g der Kehrwert des Durchschnittslohns der Gruppe relativ zum Gesamtdurchschnittslohn und $v_g = N_g/N$ der Bevölkerungsanteil der Gruppe.

Der erste Summand ist die *Intragruppenkomponente*, der zweite die *Intergruppenkomponente*. Der erste Summand kann als nach Gruppenstärke gewichteter Durchschnittswert der *Intragruppenungleichheiten* verstanden werden. Man stelle sich vor, dass Frauen und Männer bei unterschiedlichen Lohnvarianzen den gleichen Durchschnittslohn haben. In diesem Fall wäre der Wert der *Intergruppenkomponente* gleich Null und die *Intragruppenkomponente* würde zu 100% die Ungleichheit erklären. In einer Lohnverteilung hingegen, in der alle Frauen den gleichen Lohn und alle Männer auch den gleichen, aber einen anderen Lohn verdienen, wäre die Ungleichheit nur von der *Intergruppenkomponente*, also dem zweiten Summand, bestimmt.

Alle Berechnungen werden gewichtet durchgeführt (also wird beispielsweise v_g als Summe der Gewichte aller Beobachtungen in Gruppe g geteilt durch die Summe aller Gewichte berechnet).

B.9 Skalieren von Beobachtungszahlen

In Tabelle A.35 werden verschiedene Perzentile und Mittelwerte der monatlichen Arbeitsstundenverteilungen für verschiedene Arbeitszeitkonzepte und Typen von geringfügig Beschäftigten dargestellt. In dieser Darstellung (wie in Tabelle A.3) werden auch hochgerechnete Beobachtungszahlen ausgewiesen. Die Hochrechnungsfaktoren des SOEP, die einer derartigen Hochrechnung zugrunde liegen, sind basierend auf der SOEP Stichprobe berechnet, die imputierte Löhne einschließt. In dieser Studie werden jedoch nur Individuen mit tatsächlich berichteten Lohninformationen betrachtet. Aus diesem Grund werden die Beobachtungszahlen nach folgender Methode skaliert, um eine belastbare Beobachtungszahl N_{obs} zu errechnen.

Sei N_s die Anzahl der Observationen in der Stichprobe ohne imputierte Löhne und N_i die Anzahl der Observationen mit imputierten Löhnen. Der Quotient aus diesen beiden Beobachtungszahlen wird Skalierungsmaß $s = N_s/N_g$ genannt. Unterstellen wir, dass die relative Anzahl von unter Mindestlohn entlohnten ArbeitnehmerInnen in beiden Gruppen ähnlich ist, so lässt sich N_{obs} folgendermaßen berechnen.

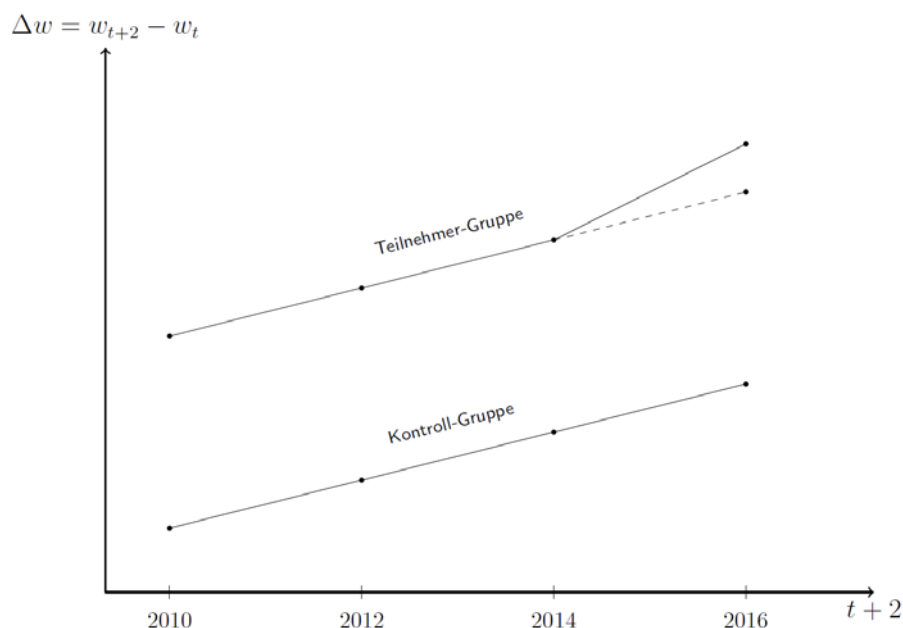
$$N_{obs} = \frac{N_s}{s}$$

In Tabelle A.35 werden auch die skalierten Beobachtungszahlen für Spalte (5) dargestellt, die aus Spalten (3) und (4) zusammengefügt wird. Bei dieser Skalierung werden die Skalierungsmaße s für beide Spalten (3) und (4) zugrunde gelegt und die skalierten Beobachtungszahlen addiert; es wird also kein neues Skalierungsmaß für Spalte (5) berechnet.

B.10 Differenz-von-Differenzen-von-Differenzen-Analyse

Zur Veranschaulichung des Differenz-von-Differenzen-von-Differenzen-Ansatzes (DiDiD) stellt Abbildung B.1 den in Kapitel 5 verwendeten Analyserahmen stilisiert dar. Betrachtet wird die zweijährige Veränderung von Stundenlöhnen für die Teilnehmer- und Kontroll-Gruppe. Die x-Achse stellt das Zieljahr $t + 2$ der an der y-Achse abgetragenen Differenz ($\Delta w = w_{t+2} - w_t$) dar. Das zu analysierende Treatment geschieht also zwischen 2014 und 2016.

Abbildung B.1: Grafische Darstellung der Lohnveränderung der Teilnehmer- und Kontroll-Gruppe



Anmerkung: Exemplarische Darstellung. Die schwarz durchgezogene Linie stellt das beobachtete durchschnittliche Lohnwachstum der Teilnehmer- und Kontrollgruppe dar. Die gestrichelte Linie stellt das kontrafaktische Szenario dar, das der DiDiD-Ansatz impliziert. Es ergibt sich aus der Fortschreibung der Differenz zwischen der Teilnehmer- und Kontroll-Gruppe aus der Vorperiode. Der gesuchte Treatment-Effekt ist die Differenz der durchgezogenen und gestrichelten Linie der Teilnehmer-Gruppe.

In Übereinstimmung mit der deskriptiven Analyse von Kapitel 4.3 ist die Lohndynamik für diejenigen am unteren Rand der Lohnverteilung generell am höchsten. Deshalb gilt auch in Abbildung B.1: Für die Teilnehmer-Gruppe ist das durchschnittliche Lohnwachstum über den exemplarisch dargestellten Zeitraum stets höher als für die Kontroll-Gruppe. Innerhalb eines Differenz-von-Differenzen-Ansatzes, bei dem nur die Periode der Mindestlohneinführung betrachtet wird (2014 nach 2016), würden diese unterschiedlichen Niveaus fälschlicherweise dem Mindestlohn zugeschrieben werden. Im Gegensatz dazu nutzt der DiDiD die in der Vorperiode 2012 nach 2014 beobachteten Unterschiede zwischen Teilnehmer- und Kontroll-Gruppe und überträgt diese auf die Periode der Mindestlohneinführung (gestrichelte Linie in

Abbildung B.1). Unter der Annahme, dass sich die in $t + 2 = 2014$ beobachtbaren Unterschiede über die Zeit nicht verändern, müssen Verschiebungen in den Niveauunterschieden zwischen Teilnehmer- und Kontroll-Gruppe während der Mindestlohneinführung auf eben diese Reform zurückzuführen sein. Der Effekt des Mindestlohnes ergibt sich dann aus beobachtbarem Lohnwachstum in der Teilnehmer-Gruppe und dem hypothetisch erwarteten Wachstum (gestrichelte Linie).

Die Annahme, dass die Niveauunterschiede im Lohnwachstum zwischen Teilnehmer- und Kontroll-Gruppe während der Mindestlohneinführung gleichgeblieben wären, hätte es den Mindestlohn nicht gegeben, ist generell nicht überprüfbar, weil dieses Szenario nicht beobachtet werden kann. In Abwesenheit alternativer Möglichkeiten bedient man sich deswegen weiter zurückliegenden Zeiträumen vor der Mindestlohneinführung. Dadurch kann überprüft werden, ob die Unterschiede zwischen Teilnehmer- und Kontrollgruppe über die Zeit konstant sind.

Algebraisch kann der DiDiD Ansatz wie folgt dargestellt werden. Ausgangspunkt ist die individuelle Lohnveränderung von Jahr t nach $t + 2$: $\Delta w_{it}^{(T)} = w_{it+2}^{(T)} - w_{it}^{(T)}$, wobei T die Zugehörigkeit einer Beobachtung zur Teilnehmer- ($T = 1$) oder Kontroll-Gruppe ($T = 0$) wiedergibt. Die durchschnittliche Veränderung des Lohnwachstums innerhalb einer Gruppe für die Periode der Mindestlohneinführung ($t = 2014$) oder die Vergleichsperiode davor ($t = 2012$) ist dann bestimmt durch $\overline{\Delta w}_t^{(T)} = \frac{1}{N_{Tt}} \sum_{i=1}^{N_{Tt}} \Delta w_{it}^{(T)}$ mit N_{Tt} als die Anzahl an Beobachtungen in der Gruppe T und Periode t . Der DiDiD ist dann unter Abwesenheit von Selektionsprozessen definiert als

$$\hat{\theta} = \left(\overline{\Delta w}_{2014}^{(1)} - \overline{\Delta w}_{2012}^{(1)} \right) - \left(\overline{\Delta w}_{2014}^{(0)} - \overline{\Delta w}_{2012}^{(0)} \right)$$

Gegeben, dass die Veränderung des Lohnwachstums innerhalb der Kontroll-Gruppe das Kontrafaktum abbildet, entspricht diese „Differenz in der Differenz der Differenz“ dem Effekt der Mindestlohneinführung. Vorteilhaft ist, dass der Schätzer zeitlich variabel spezifiziert werden kann. Statt die Differenz t nach $t + 2$ zu analysieren, kann Δw_{it} auch als Differenz von t nach $t + 1$ definiert werden. Die Analyse ist somit ebenfalls für die Ein-Jahres-Analyse anwendbar.

Die für die Mittelwertanalyse notwendige Annahme, dass keine Selektionsprozesse vorliegen, ist jedoch kritisch zu bewerten. Systematische Unterschiede zwischen Teilnehmer- und Kontroll-Gruppe können nämlich zu einer Verzerrung der Schätzungen führen. Aus diesem Grund nutzt die Analyse eine lineare Regressionsanalyse. Hierbei kann mit Hilfe von soziodemografischen Charakteristika und Arbeitsplatzinformationen für unterschiedliche Selektionsprozesse kontrolliert werden. Das verwendete Regressionsmodell kann durch folgende Gleichung dargestellt werden:

$$\Delta w_{it} = \beta_0 + \beta_1 T_{it} + \beta_2' T_{it} \times Y_{it} + \beta_3' Y_{it} + \beta_4' X_{it} + \beta_5' Change_{it} + \epsilon_{it}$$

mit Δw_{it} als Veränderung (absolut oder relativ) des individuellen Lohnes von t nach $t + 2$ (bzw. $t + 1$). Gegeben, dass t eine SOEP-Welle repräsentiert, handelt es sich bei Δw_{it} also um die zweijährlich (bzw. jährliche) Veränderung von Löhnen. T_{it} stellt den Treatment-Indikator dar. Er entspricht 1, wenn Individuum i in Periode t unter 8,50 Euro pro Stunde entlohnt wurde und 0, wenn nicht. Unter Verwendung mehrerer Jahre ($t \in \{2010, 2012, 2014\}$) gibt der Koeffizient β_1 somit an, um wie viel höher das durchschnittliche Lohnwachstum derjenigen ist, die in t unterhalb von 8,50 Euro pro Stunde entlohnt wurden. Durch die Interaktion des Teilnehmer-Indikators mit einem Zeitvektor Y_{it} kann dann ermittelt werden, ob es in einem spezifischen Jahr signifikante Abweichungen von dem durch β_1 identifizierten durchschnittlichen Lohnwachstum gab. β_2' identifiziert also für das Jahr der Mindestlohneinführung ($Y_{it} = 2014$) Abweichungen in der Lohndynamik, die als Effekt des Mindestlohnes interpretiert werden können. Der entsprechende Koeffizient ist in der Analyse deshalb mit „DiDiD 2014-2016“ betitelt. Für $Y_{it} = 2010$ kann mit Hilfe von β_2' festgehalten werden, ob sich das durchschnittliche Wachstum der Teilnehmer-Gruppe im Vergleich zur Kontroll-Gruppe auch ohne die Reform über die Zeit hinweg verändert. Entsprechend der Evaluationsliteratur wird der resultierende Koeffizient in der Analyse mit „Placebo 2010-2012“ beschrieben. Das Referenzjahr ist ($Y_{it} = 2012$).

Die Analyse wird mit verschiedenen Kontrollvariablen ergänzt. X_{it} stellt einen Kontrollvektor dar, der soziodemografische Informationen (Alter, Geschlecht, Ehestatus, Staatsangehörigkeit, Bildung, Kinderanzahl, Wohnort) sowie die Charakteristika der Arbeitsstelle in t (Beschäftigungsumfang, Vertragsbefristung, Firmengröße, Sektor) kontrolliert. $Change_{it}$ ist ein Vektor mit Informationen über Veränderungen in den Beschäftigungscharakteristika zwischen t und $t + 2$. Durch die Aufnahme solcher Kontrollvariablen ist es möglich, die Lohneffekte zu bestimmen, welche durch Veränderungen innerhalb einer beruflichen Tätigkeit oder durch einen

Stellenwechsel entstehen. Dadurch können Veränderungen im Lohnwachstum aufgrund von Veränderungen der Beschäftigung identifiziert werden (zum Beispiel ein Wechsel der Arbeitsstelle oder der Art der Stellenbefristung). Indirekt davon aufgefangen werden auch Veränderungen in den sozio-demografischen Variablen, beispielsweise wenn durch einen neu erworbenen Bildungsabschluss die Stelle innerhalb eines Betriebes gewechselt wird. Derartige Kontrollen zielen ebenfalls darauf ab, die Vergleichbarkeit zwischen Treatment- und Kontrollgruppe zu erhöhen. Sie dienen also auch der Identifikation von Selektionseffekten. Prinzipiell kann die Kontrolle von Arbeitsplatzwechseln aber auch zu Verzerrungen in den Schätzungen führen. Denn mindestlohninduzierte Arbeitsplatzwechsel, die Lohneffekte nach sich ziehen, müssen dem Treatment-Effekt zugeordnet werden. Im Laufe der Analyse zeigt sich jedoch, dass der Einfluss des Vektors auf die Ergebnisse marginal ist. Selektionsprozesse als auch Verzerrungen auf Basis von Arbeitsplatzwechseln können also ausgeschlossen werden. Die Schätzung erfolgt durch eine OLS Regression.

Eine Fixed-Effekt Schätzung wird nicht durchgeführt, da diese keine bzw. nur eine sehr eingeschränkte Kontrolle für Beschäftigungscharakteristika oder sozio-demografische Variablen erlaubt. Zeitlich konstante Variablen können nämlich in Fixed-Effekt-Schätzungen nicht verwendet werden. Selektion, ausgelöst durch unveränderliche Charakteristika, kann dann nicht berücksichtigt werden. Um Selektion also ausschließen zu können, müssen Beobachtungen der Teilnehmer- und Kontroll-Gruppe dann über den gesamten Analysezeitraum beobachtet werden. Dies bringt jedoch eine derart starke Anforderung an die Datenlage mit sich, dass insbesondere Beobachtungen in der Teilnehmer-Gruppe verloren gehen. Belastbare Aussagen sind aufgrund dessen mit Hilfe einer Fixed-Effekt-Schätzung nicht möglich. Der Vorteil einer Fixed-Effekt Schätzung, nämlich die Identifikation *individueller* Lohnveränderung, kann jedoch ebenfalls mit dem oben darstellen Modell erfasst werden.

Neben der zweijährigen Perspektive kann das Regressionsmodell auch für eine einjährige Analyse angewandt werden. In diesem Fall ist die abhängige Variable die Veränderung des individuellen Lohns zwischen t und $t + 1$. In der Analyse werden dann die Jahre 2012, 2013 und 2014 verwendet. Der oben beschriebenen Logik folgend, ist dann 2013 das Referenzjahr, 2014 die Treatment-Periode mit dem Treatment-Koeffizienten „DiDiD 2014-2015“ und 2012 das Jahr für den Placebo-Test („Placebo 2012-2013“). Sozio-demografische Variablen als auch Beschäftigungscharakteristika werden weiterhin in t gemessen. Veränderungen in der Beschäftigung werden von t nach $t + 1$ berücksichtigt.

B.11 Matching-Verfahren

Bei der Berechnung des kausalen Effektes der Mindestlohneinführung auf die Zielvariablen kann alternativ auch das Propensity-Score-Matching verwendet werden. Wie bereits beim DiDiD Ansatz wird die Teilnehmer- ($T = 1$) mit der Kontroll-Gruppe ($T = 0$) verglichen, welches die kontrafaktische Situation abbildet, die eingetreten wäre, hätte es die Mindestlohneinführung nicht gegeben. Hierbei werden für die Teilnehmer Individuen der Kontroll-Gruppe gesucht, die in den beobachteten Charakteristika sehr ähnlich sind und als „statistische Zwillinge“ betrachtet werden können. Es wird zunächst mit Hilfe einer Probit Schätzung die Teilnahmewahrscheinlichkeit („Propensity Score“, kurz PS) vor der Mindestlohneinführung basierend auf den beobachteten Charakteristika berechnet. Diese PS werden verwendet, um Gewichte für Individuen der Kontroll-Gruppe zu ermitteln. Die neue Gewichtung der Kontroll-Gruppe soll die Vergleichbarkeit der beiden Gruppen erhöhen: Individuen der Kontroll-Gruppe, die sich denen in der Teilnehmer-Gruppe hinsichtlich des PS sehr ähneln, erhalten eine hohe Gewichtung. Diese Umgewichtung ermöglicht es systematische Unterschiede in den beobachteten Charakteristika zu kontrollieren.

Wird beim PS Matching Kernel Matching als Matching Algorithmus verwendet, kann der Maßnahmeneffekt (Average Treatment Effect on the Treated, ATT) wie folgt berechnet werden:

$$ATT = \frac{1}{N_1} \sum_{i \in I_1} \left(Y_i^1 - \sum_{j \in I_0} G_j Y_j^0 \right)$$

wobei Y_i^1 die Zielvariablen der Person i der Teilnehmer-Gruppe und Y_j^0 die Zielvariable der Person j der Teilnehmer Kontroll-Gruppe darstellen. I_1 und I_0 umfassen die Individuen der Teilnehmer- bzw. Kontroll-Gruppe.

Die Gewichte der Kontrollperson j für die Regression werden wie folgt berechnet:

$$G_j = \frac{1}{N_1} \sum_{i=1}^{N_1} \frac{1}{h} K \left(\frac{p_i - p_j}{h} \right)$$

wobei N_1 die Anzahl an Teilnehmern ist, h der Bandbreite-Parameter (hier $h = 0,06$) ist, p_i der PS der Person i ist und $K(\cdot)$ die Kernel Funktion ist. In dieser Studie wurde die Kernel Funktion Epanechnikov verwendet, welche definiert ist als $K(z) = 0,75(1 - z^2) \cdot \mathbf{1}(|z| < 1)$ mit $\mathbf{1}(|z| < 1)$ als Indikator Funktion, die den Wert 1 annimmt, falls $|z| < 1$ zutrifft.

Die DiDiD Regression kann mit den berechneten Gewichten wiederholt werden. Um in der Regression jedoch zu berücksichtigen, dass die Gewichte bereits berechnet wurden, müssen die Standardfehler mithilfe von Bootstrapping (vergleiche Kapitel B.7) korrigiert werden.