

# Auswirkungen des gesetzlichen Mindestlohns auf die Verbraucherpreise

Studie im Auftrag der Mindestlohnkommission

*Projektvergabe durch die Bundesanstalt für Arbeitsschutz und Arbeitsmedizin  
(BAuA), Vergabenummer 556152*

Liliana Cuccu (DIW Econ)

Sevrin Waights (DIW Econ, Humboldt-Universität, Berlin School of Economics)

Maximilian Priem (DIW Econ)

Stefan Gorgels (DIW Econ)

**DIW Econ GmbH**

Mohrenstrasse 58

10117 Berlin

**Berlin, 31. Januar 2025**

**Projektdurchführung:**

**DIW Econ GmbH**

Mohrenstrasse 58

10117 Berlin

Projektleitung:

Maximilian Priem

Telefon +49.30.20 60 972 - 30

Fax +49.30.20 60 972 - 99

Mail [mpriem@diw-econ.de](mailto:mpriem@diw-econ.de)

## Inhaltsverzeichnis

<b>Abbildungsverzeichnis</b> .....	<b>III</b>
<b>Tabellenverzeichnis</b> .....	<b>VI</b>
<b>1. Einleitung</b> .....	<b>1</b>
<b>2. Literaturübersicht zu Untersuchungen des (kausalen) Einflusses eines Mindestlohns auf das Preisniveau</b> .....	<b>3</b>
2.1 Theoretische Aspekte .....	3
2.2 Empirische Studien .....	4
<b>3. Datengrundlage</b> .....	<b>8</b>
3.1 Datensätze .....	8
3.2 Sektorale Bite-Maße .....	11
3.3 Methodisches Vorgehen zur Verbindung der sektoralen Bite-Maße mit Produktinformationen .....	14
<b>4. Deskriptive Ergebnisse</b> .....	<b>18</b>
4.1 Bites .....	18
4.2 Verbraucherpreisindex .....	22
<b>5. Kausale Ergebnisse</b> .....	<b>26</b>
5.1 Single Events .....	28
5.1.1 Event-Study: Ergebnisse .....	29
5.1.2 DiD .....	31
5.1.3 Oktober 2022 im Fokus .....	35
5.2 Pooled Events .....	37
5.3 Kontrafaktische Berechnungen .....	42
5.4 Heterogenitätsanalysen .....	46
5.5 Berücksichtigung von Spillover-Effekten zwischen den Sektoren .....	48
5.6 Weitere Robustheitsprüfungen .....	50
<b>6. Zusammenfassung und Schlussfolgerungen</b> .....	<b>52</b>
<b>Anhang A. Daten: weitere Information, Datenverarbeitung und deskriptive Statistiken</b> .....	<b>60</b>
A.1 Wirtschaftsklassifikation .....	60
A.2 Verdienstinformationen .....	61
A.3 Abschätzung der Auswirkungen des Bite von Vorleistungen .....	64
A.4 Zusätzliche deskriptive Statistiken für die Bite-Maße .....	66
A.5 Zusätzliche deskriptive Statistiken zum VPI - Absolute Werte .....	68

---

<b>Anhang B.</b>	<b>Zusätzliche Ergebnisse .....</b>	<b>70</b>
B.1	Trendbereinigung .....	70
B.2	Kontrafaktische Berechnung für Januar 2019 und Januar 2024 .....	73
B.3	Alternativer Datensatz und weitere Erhöhungen .....	74
B.4	Mindestlohnerhöhungen in den Jahren 2020 und 2021: COVID-19 und vorübergehende Änderungen der Mehrwertsteuer .....	77
B.5	Event-Studies für weitere Mindestlohnerhöhungen.....	80
B.6	Antizipationseffekte und Placebo-Test .....	83
B.7	Robustheit bei Verwendung alternativer Umrechnungen von der Sektor- auf die Produktebene .....	85
B.8	Robustheit in Bezug auf die Stichprobe .....	86
B.9	Veränderung der VPI-Gewichte in den Jahren 2015 und 2020 .....	89
B.10	Ergebnisse mit Bite-2 (Abstand) .....	92

## Abbildungsverzeichnis

Abbildung 3-1	Skalierungsfaktoren im angepassten und nicht-angepasstem RAS-Verfahren .....	17
Abbildung 4-1	Durchschnitte der zwei Bite-Maße auf Ebene der zweistelliger CPA (WZ 2008).....	19
Abbildung 4-2	Top 15 vierstelliger ECOICOP Produkte nach Bite-1 (Anteil): Januar 2015 vs Januar 2024 .....	22
Abbildung 4-3	VPI-Entwicklung: 12-Monats-Änderungsrate (Haupt- und Subindizes) zwischen den Jahren 2013 und 2024 .....	24
Abbildung 4-4	Regionale VPI-Indizes.....	25
Abbildung 5-1	Ergebnisse der trendbereinigte Event-Studies zum Effekt der Einführung und Erhöhungen des Mindestlohns auf den VPI - Bite-1 (Anteil).....	30
Abbildung 5-2	Ergebnisse der trendbereinigte Event-Studies zum Effekt der Einführung und Erhöhungen des Mindestlohns auf den VPI - Bite-2 (Abstand).....	31
Abbildung 5-3	Event-Study Schätzungen zum Effekt der drei Erhöhungen des Mindestlohns im Jahr 2022 auf den VPI .....	36
Abbildung 5-4	Sensitivität der DiD-Ergebnisse des Bite-Schätzers für die Erhöhung des Mindestlohns im Oktober 2022 auf den VPI gegenüber Faktoren im Zusammenhang mit der Energiekrise.....	37
Abbildung 5-5	Beispiel für eine gestaffelte Behandlung (staggered Treatment) .....	38
Abbildung 5-6	Beispiel für eine wiederholte kontinuierliche Behandlung .....	38
Abbildung 5-7	Ergebnisse der trendbereinigte Pooled Event-Study Analyse zum Effekt des Mindestlohns im Januar 2015, 2019, 2024 und Oktober 2022 auf den VPI.....	41
Abbildung 5-8	Ergebnisse der kontrafaktischen Analyse zu den Auswirkungen des Mindestlohns auf den VPI .....	44
Abbildung 5-9	Ergebnisse der kontrafaktischen Analyse zu den Auswirkungen des Mindestlohns auf den VPI nach Produktgruppen - Bite-1 (Anteil).....	46
Abbildung 5-10	Ergebnisse der gepoolten DiD-Heterogenitätsanalyse zum Effekt des Mindestlohns auf den VPI nach Handelbarkeit und Arbeitskosten - Bite-1 (Anteil).....	47
Abbildung 5-11	Pooled Event-Study Ergebnisse zum Effekt des Mindestlohns auf den VPI nach Input-Bite und Produkt-Bite - Bite-1 (Anteil).....	49
Abbildung A-1	Zusammenfassung der Wirtschaftsklassifikationen .....	60
Abbildung A-2	Entwicklung des VPI (Hauptindex und Teilindizes) im Zeitraum 2013-2024.....	68

Abbildung B-1	Ergebnisse der Event-Studies mit und ohne Trendbereinigung - Bite-1 (Anteil).....	71
Abbildung B-2	Ergebnisse der Event-Studies mit und ohne Trendbereinigung - Bite-2 (Abstand) .....	72
Abbildung B-3	Ergebnisse der Pooled-Event-Study Analyse mit und ohne Trendbereinigung .....	73
Abbildung B-4	Ergebnisse der kontrafaktischen Analyse zu den Effekten der Mindestlohnerhöhungen im Januar 2019 und Januar 2024 auf den VPI.....	74
Abbildung B-5	DiD-Ergebnisse zum Effekt des Mindestlohns auf den VPI in einem Vergleich zwischen ES- und VSE/VE-Daten - Bite-1 (Anteil).....	77
Abbildung B-6	Durchschnittlicher VPI in den Jahren 2020 und 2021 ohne und mit Anpassung an die vorübergehende Mehrwertsteueränderung.....	78
Abbildung B-7	VPI für Glücksspiele zwischen 2010 und 2024 .....	79
Abbildung B-8	Robustheit der DiD-Ergebnisse zum Effekt des Mindestlohns auf den VPI durch eine Anpassung an besondere Umstände („adj.“) im Jahr 2020/2021 - Bite-1 (Anteil).....	80
Abbildung B-9	Ergebnisse der Event-Studies der weiteren Erhöhungen des Mindestlohns - Bite-1 (Anteil).....	81
Abbildung B-10	Robustheit der DiD-Ergebnisse für Januar 2015 gegenüber Antizipationseffekten und Placebo-Test - Bite-1 (Anteil).....	84
Abbildung B-11	Ergebnisse der Event-Study für den Placebo-Test vom Januar 2014 - Bite-1 (Anteil).....	85
Abbildung B-12	Robustheit der gepoolten DiD-Ergebnisse bei Verwendung alternativer Umrechnungsansätze auf Sektor- und Produktebene - Bite-1 (Anteil).....	86
Abbildung B-13	Robustheit der DiD-Ergebnisse zum Effekt des Mindestlohns auf den VPI bei Ausschluss der Produkte, die nicht für alle Erhöhungen verfügbar sind - Bite-1 (Anteil) .....	88
Abbildung B-14	Robustheit der gepoolten DiD-Ergebnisse zum Effekt des Mindestlohns auf den VPI gegenüber dem Ausschluss von Produktgruppen - Bite-1 (Anteil).....	89
Abbildung B-15	Produktgewichte nach zweistelligern der ECOICOP in der Revision 2010, 2015 und 2020.....	90
Abbildung B-16	Sensitivität der DiD-Ergebnisse zum Effekt des Mindestlohns auf den VPI für Januar 2015 (2020) gegenüber der Verwendung des VPI im Basisjahr 2010 (2015) - Bite-1 (Anteil).....	91

Abbildung B-17	Ergebnisse der kontrafaktischen Analyse nach Produktgruppen - Bite-2 (Abstand) .....	92
Abbildung B-18	Ergebnisse der gepoolten DiD-Heterogenitätsanalyse nach Handelbarkeit und Arbeitskosten - Bite-2 (Abstand) .....	93
Abbildung B-19	Ergebnisse der gepoolten DiD-Event-Study für Input-Bite und Produkt-Bite - Bite-2 (Abstand).....	95
Abbildung B-20	Robustheit der gepoolten DiD-Ergebnisse bei Verwendung alternativer Umrechnungsansätze auf Sektor- und Produktebene - Bite-2 (Abstand).....	96

## Tabellenverzeichnis

Tabelle 1-1	Entwicklung des Mindestlohnes in Deutschland 2015-2025.....	1
Tabelle 2-1	Übersicht über die Studien zur (kausalen) Wirkung von Mindestlohn auf die Preise .....	7
Tabelle 3-1	Produktkategorien in ECOICOP und Destatis VPI .....	9
Tabelle 3-2	Übersicht der Preis und Einkommensdatensätze.....	10
Tabelle 3-3	Verfügbare Datenquellen für die Einführung und Erhöhungen des Mindestlohns.....	11
Tabelle 4-1	Korrelation von Bite-1 (Anteil) - vierstelliger ECOICOP, berechnet mit VSE/VE- und ES-Daten .....	19
Tabelle 4-2	Korrelation der Bites (vierstelliger ECOICOP) bei der Einführung und Erhöhung des Mindestlohns.....	20
Tabelle 4-3	Anzahl der Top-15-Platzierungen von WZ-Klassen (zweistellig) mit den höchsten Auswirkungen bei der Einführung des Mindestlohns.....	21
Tabelle 5-1	DiD-Ergebnisse zum Effekt der Einführung und Erhöhungen des Mindestlohns auf den VPI unter Anwendung von Bite-1 (Anteil) .....	33
Tabelle 5-2	DiD Ergebnisse zum Effekt der Einführung und Erhöhungen des Mindestlohns auf den VPI unter Anwendung von Bite-2 (Abstand) .....	34
Tabelle 5-3	Ergebnisse der Pooled Events DiD-Schätzung zum Effekt des Mindestlohns im Januar 2015, 2019, 2024 und Oktober 2022 auf den VPI.....	42
Tabelle 5-4	Ergebnisse des gepoolten DiD zum Effekt des Mindestlohns auf den VPI nach Input-Bite und Produkt-Bite - Bite-1 (Anteil).....	49
Tabelle A-1	Auswahl der Verdienstschwellen für Bite-1 (Anteil) mit der BA-Entgeltstatistik.....	63
Tabelle A-2	Beispiel für die Gewichtung der Vorleistungen für das Gastgewerbe .....	64
Tabelle A-3	Verteilung der Bite-1 (Anteil) und Bite-2 (Abstand) über zweistellige CPA Sektoren nach Mindestlohneinführung und -erhöhungen .....	66
Tabelle A-4	Verteilung der Bite-1 (Anteil) und Bite-2 (Abstand) über vierstellige ECOICOP nach Mindestlohneinführung und -erhöhungen.....	67
Tabelle A-5	Korrelation Bite-1 (Anteil), VPI, Handelbarkeit und die Energieintensität.....	68
Tabelle B-1	Von den Schätzungen ausgeschlossene vierstellige VPI-Produkte. ....	87
Tabelle B-2	Ergebnisse der gepoolten DiD für Input-Bite und Produkt-Bite - Bite-2 (Abstand) .....	94

## Abkürzungsverzeichnis

AKE	Arbeitskräfteerhebung
BA	Bundesagentur für Arbeit
ECOICOP/COICOP	(European) Classification of Individual Consumption According to Purpose
CPA	Classification of products by activity (EU classification)
Destatis	Statistisches Bundesamt
DiD	Difference-in-Differences
ES	Entgeltstatistik
IAB	Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung
KI	Konfidenzintervalle
MiLoG	Mindestlohngesetz
NACE	Systematik der Wirtschaftszweige in der Europäischen Gemeinschaft
RAS	Iterativen Anpassungsverfahren
RDD	Regression Discontinuity Design
SCM	Synthetic Control Method
SOEP	Sozio-ökonomische Panel
VE	Verdiensterhebung
VPI	Verbraucherpreisindex
VSE	Verdienststrukturerhebung
VVE	Vierteljährlichen Verdiensterhebung
WZ	Klassifikation der Wirtschaftszweige

## Kurzfassung

Diese von der Mindestlohnkommission in Auftrag gegebene Studie untersucht die Auswirkungen der Einführung des gesetzlichen Mindestlohns am 1. Januar 2015 und der folgenden neun Erhöhungen bis zum 1. Januar 2024 auf die Verbraucherpreise.

Betrachtet wird der Verbraucherpreisindex (VPI) von 110 Produktkategorien für den Zeitraum zwischen den Jahren 2013 und 2024. Die in dieser Studie primär diskutierte Eingriffsintensität der Mindestlohnerhöhungen (ff. der „Bite“) ist der Anteil der Arbeitnehmer:innen in jedem Wirtschaftssektor (WZ 2008). Hierfür werden repräsentative Lohndaten aus der Verdienststrukturerhebung (VSE) und der Verdiensterhebung (VE) verwendet. Für unsere Analyse zentral ist die Verknüpfung des Bite-Maßes der sektoralen Ebene mit der Produktebene. Hierfür wurde im Projekt eigens eine Korrespondenztabelle erstellt, die erfasst, welche Produkte in den einzelnen Sektoren hergestellt werden. Die kausalen Auswirkungen des Mindestlohns auf die Preise werden mit Hilfe von Difference-in-Differences (DiD) und Event-Study Ansätzen geschätzt. Die Auswirkungen für jede Mindestlohnänderung werden separat geschätzt.

Die wichtigsten Ergebnisse der Studie lassen sich wie folgt zusammenfassen:

- Die Einführung des Mindestlohns im Januar 2015 als auch die Erhöhung vom Oktober 2022 hatten einen signifikant positiven Effekt auf den Anstieg der Verbraucherpreise. Mit der Erhöhung im Oktober 2022 gingen die größten Auswirkungen einher, nicht zuletzt auch, da diese Erhöhung die bei weitem größte darstellt (etwa 1,55 Euro) und den größten durchschnittlichen Bite aller Erhöhungen aufweist. Der VPI einer Produktkategorie mit einem Anteil von 10 Prozent betroffenen Arbeitnehmer:innen erhöhte sich bei der Einführung des Mindestlohns 2015 um 0,42 Indexpunkte und um 0,83 Indexpunkte bei der Erhöhung im Oktober 2022.
- In der Folge der anderen Mindestlohnanpassungen, die eine deutlich geringere Eingriffstiefe aufwiesen (Zunahmen zwischen 0,10 Euro und 0,35 Euro), konnten keine statistisch signifikanten Auswirkungen auf die Verbraucherpreise nachgewiesen werden.
- Eine gepoolte Schätzung aller Erhöhungen bestätigt die Ergebnisse der Einzeluntersuchungen. Im gepoolten Modell führt eine Mindestlohnerhöhung, welche 10 Prozent der Arbeitnehmer:innen in einer Produktkategorie betrifft, zu einem Preisanstieg von 0,46 Indexpunkten in dieser.
- Die Preise reagieren in dem Modell vergleichsweise zeitnah innerhalb von drei Monaten auf einen mindestlohnbedingten Anstieg der Arbeitskosten.

Nutzt man die Modellergebnisse, um eine hypothetische VPI-Entwicklung ohne den Mindestlohn zu berechnen, dürfte die Auswirkungen der Mindestlohneinführung im Januar 2015 in den ersten 12 Monaten durchschnittlich etwa 0,56 Indexpunkte und in den 12 Monaten nach der Erhöhung im Oktober 2022 etwa 1,45 Indexpunkte betragen haben. Dabei stellen wir die größten Preissteigerungen in den Produktgruppen „01 Nahrungsmittel und alkoholfreie Getränke“ und „11 Gaststätten- und Beherbergungsdienste“ fest. Diese Auswirkungen können folgendermaßen in ein Verhältnis gesetzt werden: Die durchschnittliche jährliche Veränderung des Verbraucherpreisindex lag zwischen den Jahren 2010 und 2021 bei 1,4 Prozent. Das darauffolgende Jahr 2022 war jedoch eine Ausnahme mit einem ungewöhnlich hohen VPI-Wachstum von 6,9 Prozent. In den Jahren 2023 und 2024 lag das VPI-Wachstum bei 5,9 bzw. 2,2 Prozent.

# 1. Einleitung

Am 1. Januar 2015 wurde mit dem Mindestlohngesetz (MiLoG) erstmals ein gesetzlicher Mindestlohn in Höhe von 8,50 Euro brutto pro Stunde in Deutschland eingeführt. Wie Tabelle 1-1 zusammenfasst, wurde die Mindestlohnhöhe seither mehrfach angepasst und erreichte am 1. Januar 2025 12,82 Euro.

**Tabelle 1-1**  
**Entwicklung des Mindestlohnes in Deutschland 2015-2025**

Erhöhung	Datum	Mindestlohn	Differenz zum letzten Niveau	Monate seit der letzten Erhöhung
1	1. Januar 2015	8,50 Euro	-	-
2	1. Januar 2017	8,84 Euro	0,34 Euro	12
3	1. Januar 2019	9,19 Euro	0,35 Euro	12
4	1. Januar 2020	9,35 Euro	0,16 Euro	12
5	1. Januar 2021	9,50 Euro	0,15 Euro	12
6	1. Juli 2021	9,60 Euro	0,10 Euro	6
7	1. Januar 2022	9,82 Euro	0,22 Euro	6
8	1. Juli 2022	10,45 Euro	0,63 Euro	6
9	1. Oktober 2022	12,00 Euro	1,55 Euro	3
10	1. Januar 2024	12,41 Euro	0,41 Euro	15
11	1. Januar 2025	12,82 Euro	0,41 Euro	12

Anmerkungen: Der Mindestlohn bezieht sich auf den Bruttolohn pro Stunde.

Quelle: DIW Econ.

Mit dem MiLoG hat der Gesetzgeber die Entscheidung über die Anpassung seiner Höhe an die Mindestlohnkommission delegiert. Sie soll prüfen, welche Höhe des Mindestlohns geeignet ist, um einen angemessenen Mindestschutz der Beschäftigten sicherzustellen sowie faire und funktionierende Wettbewerbsbedingungen zu ermöglichen. Im Rahmen ihres Evaluierungsauftrags hat die Mindestlohnkommission eine Reihe von Forschungsaufträgen zur Vorbereitung des „Fünften Berichts über die Wirkungen des gesetzlichen Mindestlohns“ vergeben, welche bis zum 30. Juni 2025 vorliegen sollen. Dazu gehört auch das Forschungsprojekt des vorliegenden Endberichts, das sich speziell mit den Auswirkungen des gesetzlichen Mindestlohns auf die Verbraucherpreise befasst.

Das Hauptziel dieser Studie ist es, die Auswirkungen der Einführung und der neun Erhöhungen des gesetzlichen Mindestlohns auf die Verbraucherpreise zu untersuchen. Zu diesem Zweck haben wir zunächst die Eingriffstiefe des Mindestlohns auf sektoraler Ebene (den sog. „Bite“) anhand geeigneter Lohndaten gemessen. Um die Robustheit unserer Ergebnisse zu untermauern, haben wir zwei Datenquellen verwendet. Wir haben uns insbesondere auf die Verdienststrukturerhebung (VSE) und

die Verdiensterhebung (VE) als primäre Datengrundlagen gestützt und untermauern die Ergebnisse mit Hilfe von Replikationen auf Basis der Entgeltstatistik (ES). Anschließend haben wir diese Daten auf sektoraler Ebene mit den Verbraucherpreisdaten verknüpft. Dieser Schritt stellte eine erhebliche Herausforderung dar, da ein Verfahren entwickelt werden musste, um die Lohndaten, die nur auf der Ebene der Wirtschaftssektoren verfügbar sind, der amtlichen Statistik der Preise, die in der Regel nach Produkten oder Produktkategorien verfügbar ist, zu zuordnen. Schließlich schätzten wir die kausalen Auswirkungen des Mindestlohns mithilfe einer Kombination aus DiD- (Difference-in-Differences-) und Event-Study-Ansätzen.

Neben unserer Hauptanalyse für ganz Deutschland und der Aggregation aller Produkte/Sektoren haben wir zusätzlich mögliche heterogene Effekte zwischen handelbaren und nicht handelbaren Produkten sowie Produkten mit unterschiedlichen Arbeitskostenanteilen untersucht. Darüber hinaus haben wir Maßnahmen ergriffen, um potenzielle Verletzungen der empirischen Validität unseres gewählten Ansatzes, wie der Umgang mit potenziellen Störfaktoren (z. B. der russische Angriffskrieg auf die Ukraine, die Mehrwertsteuersenkungen in den Jahren 2020 und 2022, die Energiekrise im Jahr 2022 und die Covid-19-Pandemie), mögliche Spillover-Effekte oder die Verletzung der Annahme paralleler Trends, auszuschließen.

Die Analyse zeigt, dass die Mindestlohneinführung vom Januar 2015 und die Erhöhung im Oktober 2022 zu statistisch signifikanten Erhöhungen der Produktpreise geführt haben, wobei die Auswirkungen im Oktober 2022 am größten waren, während für die kleineren Erhöhungen des Mindestlohns mit Ausnahme der Erhöhung im Januar 2017 keine statistisch signifikanten Auswirkungen auf die Preise festgestellt wurden.<sup>1</sup> Im Durchschnitt war der VPI in den zwölf Monaten nach der Mindestlohneinführung im Januar 2015 um etwa 0,56 Indexpunkte und in den zwölf Monaten nach der Erhöhung im Oktober 2022 um etwa 1,45 Indexpunkte höher als ein hypothetischer VPI ohne Mindestlohnerhöhung. Mit der Mindestlohanhebung im Oktober 2022 wurde der Mindestlohn um 14,5 Prozent angehoben (22,3 Prozent bei Berücksichtigung der Erhöhung im Juli 2022). Vor diesem Hintergrund kann für den Oktober (Juli + Oktober) von einer Erhöhung der Preise um einen Indexpunkt (0,66 Indexpunkte) je 10 Prozentpunkte Mindestlohnerhöhung gesprochen werden. Dies liegt im Bereich vergleichbarer Schätzungen. Das gepoolte Modell mit vier Erhöhungen (Januar 2015, Januar 2019, Oktober 2022 und Januar 2024) ergibt einen Preisanstieg von 0,46 Indexpunkten für Produkte

---

<sup>1</sup> Wie wir später erläutern, sind die Löhne vor der Erhöhung im Januar 2017 nicht in der VSE enthalten, so dass diese Schätzung aus einer Robustheitsprüfung mit imputierten Daten abgeleitet ist. Die fehlende Vergleichbarkeit und die Erkenntnisse der Event-Study-Plots für 2017 deuten darauf hin, dass die Inflationseffekte nicht nur auf die Mindestlohnerhöhung zum Januar 2017 zurückzuführen sind. Daher sollten die Befunde zur Erhöhung 2017 mit einer gewissen Vorsicht interpretiert werden.

aus Sektoren, in denen 10 Prozent der Arbeitnehmer:innen vom Mindestlohn betroffen waren. Insgesamt reagieren die Preise schnell auf den Anstieg der Arbeitskosten. Es dauert etwa drei Monate, bis sie sich vollständig angepasst haben. Anschließend ist kein weiterer Anstieg zu verzeichnen.

Der Bericht ist wie folgt gegliedert. Abschnitt 2 enthält einen thematischen Literaturüberblick über die (kausale) Wirkung von Mindestlöhnen auf die Preise. Abschnitt 3 beschreibt die wichtigsten Datenquellen, die für die Analyse verwendet wurden. Abschnitt 4 enthält schließlich eine Reihe zentraler deskriptiver Statistiken des Projekts, während in Abschnitt 5 die Ergebnisse der Kausalanalyse vorgestellt und erörtert werden. Abschnitt 6 enthält die Zusammenfassung und das abschließende Fazit der Forschungsergebnisse. Um sicherzustellen, dass der Bericht auch für ein breites Publikum klar und leicht verständlich ist, haben wir die technischen Details zu Daten und Methodik im Haupttext auf das Wesentliche beschränkt. Um jedoch umfängliche Transparenz zu wahren, haben wir in zwei separaten Anhängen umfassende Informationen bereitgestellt. Anhang A enthält detaillierte Beschreibungen der wichtigsten in der Studie verwendeten Datenquellen, Erläuterungen zur spezifischen Datenverarbeitung sowie weitere deskriptive Statistiken. Anhang B zeigt zusätzliche Ergebnisse und Robustheitsüberprüfungen, die nicht im Haupttext enthalten sind.

## 2. Literaturübersicht zu Untersuchungen des (kausalen) Einflusses eines Mindestlohns auf das Preisniveau

### 2.1 Theoretische Aspekte

In der klassischen ökonomischen Theorie geht man davon aus, dass Unternehmen, die Arbeitskräfte im Niedriglohnbereich beschäftigen, bei einer Einführung oder Erhöhung des Mindestlohns zu einer Erhöhung der marginalen Arbeitskosten gezwungen sind, die sie bei perfektem Wettbewerb durch eine Erhöhung des Produktpreises ausgleichen können, um keine Verluste zu generieren. Harasztosi & Lindner (2019) verwenden den Hicks-Marshall-Framework, das ein gewisses Maß an Marktmacht zulässt, und kommen zum selben Ergebnis. Konkret ist die Preiselastizität von Unternehmen mit zu Mindestlohn Beschäftigten („Mindestlohnunternehmen“) gleich dem Arbeitskostenanteil, d.h. wenn der Arbeitskostenanteil 30 Prozent beträgt, führt eine Mindestloohnerhöhung um 1 Prozent zu einem Anstieg der Produktionspreise um 0,3 Prozent in einem Unternehmen, das ausschließlich Beschäftigte zum Mindestlohn anstellt. Der Gesamtmarkt kann aus einer Mischung von Mindestlohnunternehmen und Nicht-Mindestlohnunternehmen bestehen, so dass die Auswirkungen auf den Marktpreis etwas

geringer ausfallen können. Im Allgemeinen wird erwartet, dass die Elastizität bei höherer Eingriffsintensität größer ist. Diese Überlegung liegt auch der empirischen Strategie zugrunde, die in bestehenden DiD-Studien verwendet wird.

Der Hicks-Marshall-Framework lässt jedoch nicht die Existenz von Arbeitsmarktmacht oder internationalem Handel zu. Arbeitsmarktmacht wird häufig im Zusammenhang mit der Mindestlohnpolitik diskutiert, um zu erläutern, warum es eventuell keine negativen Auswirkungen auf die Beschäftigung geben könnte. Dieselbe Argumentation kann verwendet werden, um einen ausbleibenden Preiseffekt theoretisch zu begründen (e.g. Card & Krueger, 2015; Neumark & Shirley, 2022). Bei Existenz internationalen Handels können die Auswirkungen einer Mindestlohnerhöhung auf die Preise begrenzt sein, da Verbraucher:innen auf im Ausland produzierte Alternativen ausweichen, die nicht von inländischen Mindestlohnvorschriften betroffen sind. Zusammenfassend lässt sich sagen, dass es zwar theoretisch plausibel ist, dass sich der Mindestlohn auf die Produktpreise auswirkt, dies aber nicht sicher ist. Es bleibt eine wichtige empirische Frage, ob und in welchen Fällen Mindestlöhne zu höheren Preisen führen, da es heterogene Effekte, z. B. über den Arbeitskostenanteil oder die Handelbarkeit von Produkten, geben könnte.

## 2.2 Empirische Studien

Der folgende Abschnitt enthält einen Überblick über die Literatur zu den kausalen Auswirkungen des Mindestlohns auf die Verbraucherpreise. Um die Übersichtlichkeit zu verbessern und Wiederholungen zu vermeiden, wurde die Übersicht zur Methodenliteratur in die Diskussion des empirischen Ansatzes in Abschnitt 5 integriert. Daneben gibt es eine umfangreiche empirische Literatur zu den Auswirkungen von Mindestlöhnen auf die Beschäftigung sowie auf andere Anpassungskanäle (siehe z. B. Bruttel et al. (2018) und Dütsch et al. (2025) für Deutschland), auf die in dieser Studie nicht näher eingegangen werden kann.

Im Folgenden wird zwischen internationalen Studien und solchen, die sich auf Deutschland konzentrieren, unterschieden. Darüber hinaus beziehen sich die meisten Studien auf Preisveränderungen in bestimmten Wirtschaftszweigen oder Branchen und nur wenige auf die Auswirkungen auf das Gesamtpreisniveau. Tabelle 2-1 gibt einen kurzen Überblick über die untersuchten Arbeiten.

Verbeek et al. (2020) geben einen umfassenden Überblick über 20 Studien, welche die kausalen Auswirkungen des Mindestlohns auf die Verbraucherpreise untersuchen.<sup>2</sup> Darunter sind 18 internationale Studien und zwei auf Deutschland bezogene Studien. Die meisten dieser Studien, insbesondere die jüngeren, verwenden einen DiD-Ansatz und konzentrieren sich auf die USA oder das Vereinigte Königreich. Wadsworth (2010) ermittelt die Auswirkungen des Mindestlohns auf das allgemeine Preisniveau im Vereinigten Königreich. Er vergleicht die Preise von Waren, die in Sektoren hergestellt werden, in denen ein erheblicher Anteil der Arbeitnehmer:innen den Mindestlohn erhält, mit den Preisen von Waren und Dienstleistungen, in denen weniger Arbeitnehmer:innen mit Mindestlohn beschäftigt sind. Er findet keine Belege für unmittelbare Preisveränderungen in den Monaten nach einer Erhöhung des Mindestlohns. Langfristig jedoch deuten die Ergebnisse darauf hin, dass die Preise in mehreren Mindestlohnsektoren, insbesondere in nicht handelbaren Sektoren wie Essen zum Mitnehmen, Kantinenessen, Hoteldienstleistungen und häusliche Dienstleistungen, im Vergleich zu den Preisen in Nicht-Mindestlohnsektoren deutlich schneller gestiegen sind. Zu ähnlichen Ergebnissen kommen Dube et al. (2007), die anhand von selbst erhobenen Surveydaten über Preise in Restaurants die Auswirkungen von Mindestlohnerhöhungen auf die Preise analysieren. Sie finden einen Preisanstieg von 2,4 Prozent in Fast Food Restaurants bei einer 10-prozentigen Erhöhung des Mindestlohns. Sie weisen darauf hin, dass der Effekt nur in Betrieben signifikant ist, in denen ein hoher Anteil der Beschäftigten vom Mindestlohn betroffen war. Mit Blick auf den Einzelhandelssektor verwenden Buszkiewicz et al. (2019) einen DiD-Ansatz, um die Auswirkungen einer Mindestlohnerhöhung auf die Supermarktpreise in Seattle (USA) zu messen. Die Ergebnisse zeigen, dass die Preise für Lebensmittel in lokalen Supermärkten nicht beeinflusst wurden. In der Literatur wird die Hypothese aufgestellt, dass die Kostensteigerung durch eine Mindestlohnerhöhung in nicht handelbaren Sektoren, wie der Gastronomie, stärker an die Kund:innen weitergegeben wird als in handelbaren Sektoren wobei der Onlinehandel teilweise handelbar ist. Dies wird von Harasztosi und Lindner (2019) für Ungarn empirisch bestätigt.

Ähnliche Muster lassen sich auch in Studien erkennen, die über die in Verbeek (2020) ausgewerteten Studien hinausgehen. Unter Verwendung von Hochfrequenz-Scannerdaten stellen Renkin et al. (2022) einen Anstieg der Lebensmittelpreise in den USA um 0,36 Prozent nach einer Mindestlohnerhöhung von 10 Prozent fest. Ähnliche Ergebnisse werden auch von Leung (2021) beobachtet. Darüber hinaus bestätigen die Ergebnisse von Ashenfelter und Jurajda (2022) sowie Jardim und van Inwegen (2019)

---

<sup>2</sup> Während sich Verbeek et al. (2020) auf Studien über die Auswirkungen auf die Verbraucherpreise konzentrieren, fokussiert sich der Großteil der Mindestlohnliteratur auf die Auswirkungen auf Löhne und Beschäftigung. Hervorragende Zusammenfassungen solcher Studien finden sich bei Manning (2021) und Neumark und Shirley (2022).

das allgemeine Muster, dass die Preisauswirkungen auf bestimmte nicht handelbare Sektoren beschränkt sind. Ashenfelter und Jurajda (2022) schätzen auf der Grundlage von Daten von McDonald's aus den Jahren 2016 bis 2020 eine signifikante Preisweitergabe von 1,4 Prozent nach einer Erhöhung des Mindestlohns um 10 Prozent. Jardim und van Inwegen (2019) untersuchen die Auswirkungen von Mindestlohnerhöhungen auf die Preise in Seattle. Sie finden keine signifikante Preisweitergabe für die Mindestlohnerhöhung in Seattle für eine Untergruppe von Unternehmen, für die sie Preisdaten erhoben haben.

Die beiden in Verbeek (2020) erwähnten Kausalstudien für Deutschland sind für diese Studie von besonderer Bedeutung. Die Studie von Link (2024), welche seit Verbeek (2020) aktualisiert wurde, untersucht die Beschäftigungs- und Preisreaktion von Unternehmen auf die Einführung des Mindestlohns im Jahr 2015 und verwendet dabei einen DiD-Ansatz. Die Studie kommt zu dem Schluss, dass sich die Einführung des Mindestlohns nur geringfügig auf die Beschäftigung der Unternehmen auswirkte. Die Preisanpassungen in den verschiedenen Sektoren waren jedoch erheblich und erfolgten umgehend. Was geografische Unterschiede betrifft, so waren die Auswirkungen des Mindestlohns zwar im Osten ausgeprägter, aber die Effekte auf Preise und Beschäftigung in Ost- und Westdeutschland in etwa vergleichbar. Bossler et al. (2018) nutzten eine Teilmenge des IAB-Betriebspanels, um die Auswirkungen der Mindestlohneinführung und der ersten drei Erhöhungen auf Betriebe und deren Preisgestaltung zu bewerten. Sie fanden unter anderem heraus, dass grenznahe Betriebe in Ostdeutschland, die vom Mindestlohn betroffen waren, die Preise stärker anhoben. Zu beachten ist, dass beide Studien den Preisanstieg nur näherungsweise untersuchen konnten, da der ifo-Konjunkturtest, der in Link (2024) verwendet wird, und das IAB-Betriebspanel, das in Bossler et al. (2018) verwendet wird, die Preisvariation nur qualitativ messen. Am Beispiel des Friseurgewerbes in Deutschland weist Kunaschk (2024) nach, dass eine 10-prozentige Erhöhung des Mindestlohns die Verbraucherpreise signifikant erhöht, wobei die Effekte zwischen 6,8 Prozent und 7,8 Prozent liegen. Diese Schätzungen stimmen mit den Ergebnissen von Link (2024) überein. In diesem Zusammenhang zielt die vorliegende Studie darauf ab, die erheblichen Lücken in der Literatur zu schließen. Insbesondere stellt sie die erste umfassende Untersuchung der Auswirkungen des Mindestlohns auf die Preise in Deutschland dar, die alle Sektoren und die Mindestlohneinführung sowie die neun aufeinanderfolgende Mindestlohnerhöhungen einbezieht.

**Tabelle 2-1**  
**Übersicht über die Studien zur (kausalen) Wirkung von Mindestlohn auf die Preise**

Studie	Abgedecktes Land und Jahr	Höhe des Mindestlohns	Empirischer Ansatz	Ergebnisse (Preiselastizität)
Ashenfelter und Jurajda (2022)	USA, 2016-2020	Durchschnittlicher staatenübergreifender Anstieg von \$7,43 in 2010 auf \$9,20 in 2020	DiD-Analyse	McDonald's erhöht die Preise um 1,4 Prozent nach einer Mindestlohnerhöhung um 10 Prozent.
Leung (2021)	USA, 2006-2015	Regional unterschiedlich (Mindestlohnänderungen auf Bundes-, Landes- und Stadtebene)	DiD-Analyse	Die Preise im Lebensmittelhandel stiegen um 0,58 Prozent nach einer Mindestlohnerhöhung um 10 Prozent.*
Buszkiewicz et al. (2019)	Seattle, USA, 2014-2017	Von \$9,47 in 2014 auf bis zu \$15 in 2017 (je nach Unternehmensgröße)	DiD-Analyse	Kein signifikanter Effekt
Harasztosi und Lindner (2019)	Ungarn, 1997-2004	Von 25,500 HUF in 2000 auf 50,000 HUF in 2002	Indirekte DiD-Analyse	In der Industrie führt eine Erhöhung des Mindestlohns um 10 Prozent zu einem Anstieg der Preise um 1,3 Prozent.*
Jardim und van Inwegen (2019)	Seattle, USA, 2005-2015	Von \$9,47 in 2015 auf \$13 in 2016 (oder später je nach Unternehmensgröße)	DiD-Analyse	Kein signifikanter Effekt
Renkin et al. (2022)	USA, 2001-2012	Regional unterschiedlich (Mindestlohnänderungen auf Bundes-, Landes- und Stadtebene)	DiD-Analyse	Die Lebensmittelpreise sind um 0,3 Prozent höher, wenn der Mindestlohn um 10 Prozent erhöht wird.*
Dube et al. (2007)	San Francisco, USA, 2004	\$8,50 in 2004 und \$9,14 in 2007	DiD-Analyse	Erhebliche Preiserhöhungen aufgrund der Erhöhung des Mindestlohns in Unternehmen, in denen ein hoher Anteil der Beschäftigten betroffen ist (z. B. stiegen die Preise in Fast Food Restaurants um 2,38 Prozent, wenn der Mindestlohn um 10 Prozent erhöht wird).*
Kunaschk (2024)	Deutschland, 2011-2014	Sektor- und regionalspezifische Mindestlöhne	DiD-Analyse	Die Preise für Friseur*innen stiegen um 5,8 bis 7,5 Prozent, wenn der Mindestlohn um 10 Prozent erhöht wird.
Link (2024)	Deutschland, 2001-2017 (Fokus auf 2014-2015)	Einführung in Höhe von 8,50 Euro in 2015	DiD-Analyse	Positive, statistisch signifikante und robuste Beziehung zwischen Mindestlohn und Preisanstieg.
Bossler et al. (2018)	Deutschland, 2014-2015	Einführung in Höhe von 8,50 Euro in 2015	OLS Regression	Unternehmen in Ostdeutschland in der Nähe zu einem anderen EU-Mitgliedstaat, die vom Mindestlohn betroffen sind, erhöhen die Preise stärker als nicht betroffene Unternehmen.

Anmerkungen: \* Die Schätzungen auf eine 10 prozentige Erhöhung des Mindestlohns wurde durch Verbeek et al. (2020) umgerechnet.

Quelle: DIW Econ.

## 3. Datengrundlage

In diesem Abschnitt werden die Datensätze dargestellt, auf denen die Analysen dieser Studie beruhen (3.1), die Maße zur Messung der Auswirkungen des Mindestlohns auf die Sektoren beschrieben (3.2) und der methodische Ansatz erläutert, der zur Verknüpfung von Lohn- und Produktdaten gewählt wurde (3.3).

### 3.1 Datensätze

Die Analyse stützt sich in erster Linie auf Datensätze zu Verbraucherpreisen und zu Verdiensten in den jeweiligen Sektoren. Die folgenden Absätze beschreiben kurz die wichtigsten Merkmale der ausgewählten Datensätze (Zusammenfassung in Tabelle 3-2). Eine ausführlichere Übersicht über die Datensätze findet sich in Abschnitt A.1 des Anhangs.

**Verbraucherpreise:** Um die Auswirkungen auf die Verbraucherpreise zu untersuchen, haben wir vom Statistischen Bundesamt monatliche Verbraucherpreisindizes auf der vierstelligen ECOICOP-Ebene (110 Produktkategorien) für die Jahre 1991 bis 2023 und auf der fünfstelligen ECOICOP-Ebene (275 Produkte) ab dem Jahr 2015 erhalten. In dem von uns betrachteten Zeitraum hat das Statistische Bundesamt dreimal das Basisjahr und die entsprechenden Gewichte geändert (2010, 2015 und 2020).<sup>3</sup> Für unsere deskriptive Analyse bleiben wir bei dem in den ursprünglichen Daten verwendeten Basisjahr. Für unsere Kausalanalyse rechnen wir den Preisindex für jedes Produkt so um, dass er im Basismonat für unsere Event-Study (zwei Monate vor der jeweiligen Mindestlohnerhöhung) 100 beträgt. Dadurch stellen wir sicher, dass die Niveauänderungen für jedes Produkt vergleichbar sind und als prozentuale Änderungen interpretiert werden können. Wie in Abschnitt 5.5 beschrieben, haben wir auch getestet, dass unsere Ergebnisse für die Einführung des Mindestlohns im Januar 2015 nicht durch die Änderung der Basis und der Gewichte im Jahr 2015 beeinflusst werden.

Wie aus Tabelle 3-1 hervorgeht, basiert der VPI des Statistischen Bundesamtes auf einer Teilmenge der ECOICOP-Klassifikation, in der einige übergeordnete Kategorien fehlen. Beispielsweise umfasst der VPI 110 Produkte auf der vierstelligen Ebene anstelle von 117 in der Klassifikation der ECOICOP. Die Kategorien, die definitionsgemäß nicht im Verbraucherpreisindex enthalten sind, sind „0230 - Betäubungsmittel“, „0422 - Sonstige unterstellte Mieten“, „0714 - Von Tieren gezogene Fahrzeuge“,

---

<sup>3</sup> Die Gewichte für den Verkaufsort, das Bundesland und das Produkt werden verwendet, um einen monatlichen VPI auf Grundlage aller in der Produkterhebung erfassten Verkäufe zu aggregieren. Für weitere Einzelheiten siehe Destatis (2019, 2023a). Im Anhang, Abschnitt B.8, überprüfen wir die Robustheit der Hauptergebnisse unter Verwendung eines VPI mit konstanten Gewichten im Zeitverlauf.

„1030 - Postsekundäre nicht-tertiäre Bildung“, „1220 - Prostitution“, „1251 - Lebensversicherungen“ und „1261 - FISIM, d.h. Finanzserviceleistungen, indirekte Messung“.

**Tabelle 3-1**  
**Produktkategorien in ECOICOP und Destatis VPI**

ECOICOP Ebene	X-Steller-Ebene	Anzahl der Kategorien in ECOICOP	Anzahl der Kategorien in VPI (Destatis)
1 - Abteilung	2	12	12
2 - Gruppe	3	47	44
3 - Klasse	4	117	110
4 - Unterklasse	5	303	275

Quelle: DIW Econ.

**Verdienste:** Um die Auswirkungen des Mindestlohns (den sog. sektoralen „Bite“) zu berechnen, haben wir Informationen zu Verdiensten aus der Verdienststrukturerhebung (VSE), der neuen Verdiensterhebung (VE) und der Entgeltstatistik (ES)<sup>4</sup> verwendet.<sup>5</sup> In unseren Analysen haben wir eine Kombination von Quellen verwendet, da keine von ihnen für den gesamten betrachteten Zeitraum verfügbar war oder alle gewünschten Merkmale aufwies. Wie in Tabelle 3-2 zusammengefasst, unterscheiden sich die Datensätze in vielen Aspekten, z. B. hinsichtlich des Stichprobenumfangs, des Zeitraums, der Sektoren, und der Information zur Beschäftigungsform (Vollzeit, Teilzeit und Mini-Jobber). Die Datensätze unterscheiden sich außerdem hinsichtlich des Zeitpunkts, zu dem sie Lohninformationen erfassen. Die VSE und VE beziehen sich auf den Verdienst im April des jeweiligen Jahres, während die ES die Daten Ende Dezember eines jeden Jahres extrahiert und den durchschnittlich in den vorangegangenen 12 Monaten (bereinigt um die tatsächlich geleisteten Arbeitstage) erzielten Lohn wiedergibt.

<sup>4</sup> Die ES-Daten wurden auf Anfrage bei der Bundesagentur für Arbeit gegen Gebühr als Sonderauswertung angefordert. Weitere Details: <https://statistik.arbeitsagentur.de/>

<sup>5</sup> Auch das Sozio-ökonomische Panel (SOEP) wurde als mögliche Datenquelle angedacht. Obwohl es den Vorteil hat, dass hierin relativ genaue Stundenlöhne für alle relevanten Jahre zur Verfügung stehen, wurde das SOEP von der Analyse ausgeschlossen, da die Anzahl der Beobachtungen nach zweistelligen CPAs oft zu gering ist, um verlässliche Bite-Maße zu liefern (Schröder et al., 2020).

Tabelle 3-2  
Übersicht der Preis und Einkommensdatensätze

Datensatz	Quelle	Anmerkungen zur Informationstiefe und Stichprobengröße
<b>Verbraucherpreise</b>		
<b>Verbraucherpreisindex - VPI</b>	Statistisches Bundesamt	<ul style="list-style-type: none"> <li><input type="checkbox"/> Vierstellige Classification of Individual Consumption by Purpose (ECOICOP). Fünfstellige (ECOICOP, Januar 2015).</li> <li><input type="checkbox"/> Monatsdaten von Januar 1991 bis September 2024</li> <li><input type="checkbox"/> Bundesebene</li> </ul>
<b>Verdienstdaten</b>		
<b>Verdienststrukturerhebung - VSE</b>	Statistisches Bundesamt	<ul style="list-style-type: none"> <li><input type="checkbox"/> Jahre 2014 und 2018</li> <li><input type="checkbox"/> Lohninformationen: April des jeweiligen Jahres</li> <li><input type="checkbox"/> WZ 2008 Abschnitte A bis S (2014er Def.)</li> <li><input type="checkbox"/> Unternehmen mit mind. einem sozialversicherungspflichtig Beschäftigten</li> <li><input type="checkbox"/> Vollzeit, Teilzeit und Mini-Jobber</li> <li><input type="checkbox"/> ~ 1 Mio. Beschäftigungsverhältnissen</li> </ul>
<b>Verdiensterhebung - VE</b>	Statistisches Bundesamt	<ul style="list-style-type: none"> <li><input type="checkbox"/> Monatlich seit Januar 2022</li> <li><input type="checkbox"/> Lohninformationen: April des jeweiligen Jahres</li> <li><input type="checkbox"/> WZ 2008 Abschnitte A bis S (2014er Def.)</li> <li><input type="checkbox"/> Unternehmen mit mind. einem sozialversicherungspflichtig Beschäftigten</li> <li><input type="checkbox"/> Vollzeit, Teilzeit und Mini-Jobber</li> <li><input type="checkbox"/> ~ 8 Mio. Beschäftigungsverhältnisse</li> </ul>
<b>Entgeltstatistik - ES</b>	Bundesagentur für Arbeit	<ul style="list-style-type: none"> <li><input type="checkbox"/> Informationen zum 31. Dezember jeden Jahres</li> <li><input type="checkbox"/> Lohninformationen: Durchschnitte der letzten 12 Monate</li> <li><input type="checkbox"/> WZ 2008 Abschnitte A bis U</li> <li><input type="checkbox"/> Nur sozialversicherungspflichtig Beschäftigte in Vollzeit</li> </ul>

Quelle: DIW Econ.

Insgesamt bieten die VSE- und VE-Datensätze mehrere Vorteile gegenüber der ES für die Berechnung der sektoralen Bite-Maße. Erstens ermöglichen sie eine genauere Berechnung der Stundenlöhne, da in der ES Angaben zu Arbeitsstunden fehlen und die Stundenlöhne, wie in Abschnitt A.1 des Anhangs beschrieben, nur approximiert werden können. Zweitens sind VSE/VE nicht auf Vollzeitbeschäftigte beschränkt, so dass sie ein umfangreicheres Bild über die von der Einführung und Erhöhung des Mindestlohns betroffenen Beschäftigungsverhältnisse in den jeweiligen Sektoren vermitteln. Drittens ermöglichen die Daten der VSE/VE, wie im nächsten Abschnitt erörtert, die Berechnung beider in dieser Studie verwendeten Bite-Maße, während der ES-Datensatz nur die Berechnung des ersten Maßes zulässt. Wie in Tabelle 3-3 zusammengefasst hat die ES jedoch den Vorteil, dass sie jährliche Informationen innerhalb unseres kompletten Beobachtungsfensters bereitstellt, während die VSE/VE nur für die Jahre 2014, 2018, 2022 und 2023 verfügbar sind. Zumindest bieten die VSE/VE-Daten

Informationen zur Betroffenheit von der Einführung des Mindestlohns im Jahr 2015 und der Erhöhung im Oktober 2022, die die beiden stärksten Eingriffe darstellten. Nach Abwägung der Vor- und Nachteile der beiden Datensätze haben wir uns für die VSE/VE als primäre Datenquelle entschieden. Wir nutzen ES-Daten, um Robustheitsprüfungen für Jahre durchzuführen, für die beide Datensätze verfügbar sind, und um Schätzungen für die wenigen Mindestlohnanhebungen vorzunehmen, die nicht von VSE/VE abgedeckt werden.

**Tabelle 3-3**  
**Verfügbare Datenquellen für die Einführung und Erhöhungen des Mindestlohns**

Datum der Mindestlohn-erhöhung	Höhe	Datensatz	Zeiträume
1. Januar 2015	Einführung (8,50 Euro)	– VSE 2014 – ES 2014 und 2013	– April 2014 – Durchschnitt 2014 und 2013
1. Januar 2017	0,34 Euro	– ES 2016	– Durchschnitt 2016
1. Januar 2019	0,35 Euro	– VSE 2018 – ES 2018	– April 2018 – Durchschnitt 2018
1. Januar 2020	0,16 Euro	– ES 2019	– Durchschnitt 2019
1. Januar 2021	0,15 Euro	– ES 2020	– Durchschnitt 2020
1. Juli 2021	0,10 Euro	– ES 2020	– Durchschnitt 2020
1. Januar 2022	0,22 Euro	– ES 2021	– Durchschnitt 2021
1. Juli 2022	0,63 Euro	– VE 2022 – ES 2021	– April 2022 – Durchschnitt 2021
1. Oktober 2022	1,55 Euro	– VE 2022 – ES 2021	– April 2022 – Durchschnitt 2021
1. Januar 2024	0,41 Euro	– VE 2023 – ES 2023	– April 2023 – Durchschnitt 2023

Quelle: DIW Econ.

### 3.2 Sektorale Bite-Maße

Unsere Messgröße für das Ausmaß der Betroffenheit eines Sektors von einer Mindestlohnerhöhung basiert auf einem Vorschlag von Card (1992).<sup>6</sup> Er nutzt die unterschiedlichen Lohnstrukturen in den verschiedenen Sektoren, um die Intensität oder den „Bite“ der Erhöhung zu bestimmen. Diesem Ansatz liegt die Überlegung zugrunde, dass aufgrund der jeweiligen Lohnstrukturen Sektoren in unterschiedlichem Maße von der Einführung oder Erhöhung des Mindestlohns betroffen sind. Wir nutzen die folgenden zwei sektoralen Bite-Indikatoren in unseren Analysen:

<sup>6</sup> Card nutzt die regionale Variation des Mindestlohns. Wir übertragen das Konzept auf die sektorale Variation.

- **Bite-1:** Der Anteil an Arbeitnehmer:innen im Wirtschaftssektor  $s$  deren Stundenlohn im Jahr vor der Einführung oder Erhöhung des Mindestlohns  $r$  (mit Einführungsjahr  $j$ ) unterhalb der Mindestlohngrenze lag:

$$Bite1_{s,r(j)} = \frac{\sum_{w=1}^{N_{s,j-1}} 1 \cdot [Stundenlohn_{w,s,j-1} < Mindestlohn_{r(j)}]}{N_{s,j-1}}$$

wobei  $Mindestlohn_{r(j)}$  die Mindestlohngrenze der Erhöhung  $r$  (mit Einführungsjahr  $j$ ),

$Stundenlohn_{w,s,j-1}$  der Lohn der einzelnen Arbeitnehmer:in  $w$ , die/der im Sektor  $s$  im Jahr  $j - 1$

(d.h. im Jahr vor der Einführung oder Erhöhung) arbeitet, und  $N_{s,j-1}$  die Gesamtzahl der

Arbeitnehmer:innen in diesem Sektor im Jahr vor der Einführung oder Erhöhung ist.<sup>7</sup> Dieser Bite-

1 wird im Folgenden als „Bite-1 (Anteil)“ bezeichnet.

- **Bite-2:** Der durchschnittliche Abstand des Stundenlohns vor Einführung und Erhöhung des Mindestlohns zur dann jeweils gültigen Höhe des Mindestlohns, wobei die Differenz für nicht betroffene Arbeitnehmer:innen auf Null gesetzt wird. Dies wird ausgedrückt als:

$$Bite2_{s,r(j)} = \frac{\sum_{w=1}^{N_{s,j-1}} \max[Mindestlohn_{r(j)} - Stundenlohn_{w,s,j-1}, 0]}{N_{s,j-1}}$$

Dieser Bite-2 trägt im Folgenden die Bezeichnung „Bite-2 (Abstand)“.

Beide Indikatoren werden im Rahmen des Projekts berechnet, wobei in der VSE/VE alle Arbeitnehmer:innen, die von den Mindestlohnvorschriften ausgenommen sind, als über der Mindestlohnschwelle liegend angesetzt werden. Die ES hingegen erlaubt nur die Berechnung von Bite-1 (Anteil) und das auch nur auf der Grundlage der Population der sozialversicherungspflichtig Vollzeitbeschäftigten.<sup>8</sup>

Für beide Indikatoren gilt, dass ein höherer Wert eine stärkere Mindestlohnbetreffenheit desentsprechenden Sektors bedeutet. Das erste Maß erfasst die Anzahl der betroffenen Arbeitnehmer:innen, hat aber den Nachteil, dass die Größenordnung der Lohnänderung für jeden

<sup>7</sup> Die mit der VSE oder VE erstellten Statistiken müssen einer Datenschutzprüfung unterzogen werden. Wenn ein Datenpunkt für einen zweistelligen Sektor aus Gründen des Datenschutzes zensiert wurde, wird er mit dem entsprechenden einstelligen Wert imputiert.

<sup>8</sup> Die vollständige Verteilung der Löhne ist auf Basis der ES-Daten nicht möglich. Stattdessen kann der Anteil der Arbeitnehmer:innen ermittelt werden, der unter einer bestimmten Mindestlohngrenzen liegen, oder die Löhne der Dezilgrenzen. Ersterer kann verwendet werden, um Bite-1 (Anteil) zu approximieren. Außerdem haben wir versucht die Dezilgrenzen zu nutzen, um Bite-2 (Abstand) in Ermangelung der vollständigen Verteilung zu approximieren, jedoch war das Ergebnis unbefriedigend, da die Dezile zu grob sind, um Lohnunterschiede für viele Sektoren zu berechnen, insbesondere wenn der Mindestlohn innerhalb des ersten Dezils liegt.

betroffene:n Arbeitnehmer:in nicht erfasst wird. Wenn ein Sektor aus 10 Prozent Niedriglohnarbeiter:innen und 90 Prozent Hochlohnarbeiter:innen bestünde, würde eine Mindestlohnerhöhung von 0,01 Euro zum gleichen Bite-1-Wert (Anteil) führen, wie eine Mindestlohnerhöhung um 1 Euro (10 Prozent in beiden Fällen). Bite-2 (Abstand) erfasst die Verteilung und Dichte unterhalb der Lohnuntergrenze, indem es den Umfang des Lohnanstiegs quantifiziert, der notwendig ist, um die Mindestlohnschwelle zu erreichen. Bite-2 (Abstand) ist mehrdimensionaler als Bite-1 (Anteil), aber auch etwas weniger leicht intuitiv interpretierbar. Aus diesen Gründen bleibt Bite-1 (Anteil) unser bevorzugtes Maß und ist die Treatment-Variable für unsere im Bericht zentral diskutierten Ergebnisse. Diese Wahl steht im Einklang mit der bestehenden Literatur, die sich hauptsächlich auf Bite-1 (Anteil) konzentriert (z.B., Ahlfeldt et al., 2018; Caliendo, Fedorets, et al., 2023; Link, 2024). In jedem Fall sind die beiden Maße stark korreliert (siehe Abschnitt 4.1). Alle Schätzungen werden auch soweit möglich mit Bite-2 (Abstand) für Robustheitsprüfungen durchgeführt.

Der Bite-Index wird gemessen, bevor die Mindestlohneinführung bzw. -erhöhung in Kraft getreten ist. Für jede Mindestlohnerhöhung (meist zum 1. Januar eines Jahres) werden für die Berechnung des Bite die im Vorjahreszeitraum erhobenen Lohninformationen genutzt. Dabei sind die beiden Aspekte der vorweggenommenen Lohnerhöhungen und der vorweggenommenen Preissteigerungen zu diskutieren.

Wenn ein relativ großer Anteil der Unternehmen die Löhne ihrer Beschäftigten erhöht, bevor sie gesetzlich dazu verpflichtet sind, d. h. nach der Ankündigung, aber vor der tatsächlichen Einführung bzw. Erhöhung des Mindestlohns, würde unser Bite-Maß aus dem Vorjahr das Treatment des jeweiligen Sektors unterschätzen. Wir glauben jedoch nicht, dass vorzeitige Lohnerhöhungen für unsere Analyse von Bedeutung sind, da die verfügbaren empirischen Daten darauf hindeuten, dass die Unternehmen die Löhne nicht im Voraus erhöhten. Caliendo, Pestel und Olthaus (2023) zeigen zum Beispiel, dass sich die Löhne in Regionen mit hohen und niedrigen Bite-Maßen vor dem Beschluss zur Einführung des Mindestlohns parallel entwickelt haben. Dennoch haben wir diese Problematik für die Einführung des Mindestlohns am 1. Januar 2015 berücksichtigt, indem wir zusätzlich ein Bite-Maß auf der Grundlage der Löhne aus dem Jahr 2013, also lange vor dem Gesetzesbeschluss bzw. der Einführung, verwendet haben.<sup>9</sup>

Vorweggenommene Preiserhöhungen beschreiben Situationen, in denen Unternehmen ihre Preise im Vorfeld einer Mindestlohneinführung oder -erhöhung anpassen. Wenn ein relativ großer Anteil der

---

<sup>9</sup> Während wir dies für die Mindestlohneinführung im Jahr 2015 überprüfen können, ist es für die folgenden Erhöhungen schwieriger, da sie oft kurz nacheinander und regelmäßig erfolgten.

Unternehmen dies tut, würde ein Antizipationseffekt in der Ergebnisvariable vorliegen, durch den wir einen Preisanstieg bereits kurz vor der tatsächlichen Erhöhung beobachten würden. Wir haben diese zweite Art der Vorwegnahme von Mindestlohneffekten berücksichtigt, indem wir die Ergebnisse unserer Event-Studies in der DiD-Analyse berücksichtigt haben. Dies führte zu der Entscheidung, die Beobachtungsmonate, die Anzeichen für Antizipationseffekte in den Event-Studies aufwiesen, in den DiD-Modell-Berechnungen nicht zu berücksichtigen.

### 3.3 Methodisches Vorgehen zur Verbindung der sektoralen Bite-Maße mit Produktinformationen

Zur Durchführung unserer empirischen Analyse müssen wir unsere Treatment-Variable, den Bite des Mindestlohns, von der sektoralen Ebene mit den entsprechenden Produktebenen verbinden, so dass die Effekte auf die Verbraucherpreise geschätzt werden können. Im Prinzip lässt sich eine solche Umrechnung leicht mit einer geeigneten  $s \times p$  Gewichtungsmatrix  $W$  durchführen, wobei jede Spalte ein Vektor von Gewichten für das Produkt  $p$  ist, der die Bedeutung jedes Sektors  $s$  für dieses Produkt angibt. Sektoren, die überhaupt nicht an der Herstellung dieses Produkts beteiligt sind, erhalten ein Gewicht von null und die verbleibenden positiven Gewichte sollten sich über die Spalte zum Wert eins aufsummieren. Der Bite nach Produkt ergibt sich dann aus der Matrizenmultiplikation von Bite nach Sektor mit der Gewichtungsmatrix:

$$P = SW$$

wobei  $P$  der horizontale  $1 \times p$  Vektor des Bites von  $p$  Produktkategorien ist (z. B.  $p = 110$  auf der vierstelligen Ebene),  $S$  ist ein horizontaler  $1 \times s$  Vektor des Bites, der für  $s$  Sektoren berechnet wird und  $W$  ist die  $s \times p$  Gewichtungsmatrix.

Eine ideale Quelle für solche Gewichte wären vollständige Verwendungsinformationen in allen Sektoren. Wenn ein und dasselbe Produkt (z. B. Küchenutensilien) von mehreren Sektoren (z. B. Herstellung von Holzprodukten und Herstellung von Kunststoffprodukten) mit jeweils unterschiedlichen Anteilen hergestellt wird, dann würden wir diese Anteile idealerweise nach dem Anteil der Ausgaben für Holz gegenüber Kunststoff gegenüber anderen Arten von Küchenutensilien gewichten. Verwendungsinformationen, die nach Produkten und Sektoren aufgeschlüsselt sind, gibt es jedoch nicht, so dass wir diese imputieren müssen.

Ein Ausgangspunkt für die Imputation der Verwendungen zur Erstellung der Gewichte ist eine Korrespondenztabelle zwischen den Kategorien der WZ 2008 und der ECOICOP, die bei ShowVoc von der Europäischen Kommission bereitgestellt wird. Streng genommen liegt die Tabelle zwischen CPA2.1

und ECOICOP, aber für unsere Zwecke ist die CPA2.1 identisch mit der WZ 2008.<sup>10</sup> In der Tabelle wird jede sechsstellige CPA-Klasse erfasst, die an der Herstellung jeder fünfstellige ECOICOP-Klasse beteiligt ist. Die Tabelle kann als  $s \times p$ -Matrix aus Nullen und Einsen ausgedrückt werden, wobei Einsen einen Sektor widerspiegeln, der an der Herstellung eines Produkts beteiligt ist, und Null einen nicht beteiligten Sektor. Da die Tabelle eine höhere sektorale Gliederungstiefe aufweist als die Tabelle für den Bite (zweistellig) oder den VPI für den gesamten Zeitraum (vierstellig), ist eine Aggregation über Zeilen und Spalten hinweg erforderlich.<sup>11</sup> Im nächsten Schritt wandeln wir die binäre Matrix in eine geeignete Gewichtungsmatrix um, die auf den Verwendungsanteilen basiert.<sup>12</sup>

Wir imputieren die Verwendung nach Sektoren und Produkten mit Hilfe der RAS-Methode. Dies ist der jüngste Ansatz zur Erstellung von CPA-ECOICOP-Gewichtsmatrizen (z.B., Cai & Vandyck, 2020; Cazcarro et al., 2022). Ein ähnliches Vorgehen wurde vom *Office for National Statistics* des Vereinigten Königreichs zur Konvertierung von CPA-ECOICOP-Klassen dokumentiert und zur Verfügung gestellt (UK ONS, 2022). Die RAS-Methode beginnt mit einigen Anfangswerten oder ersten Schätzungen in einer  $s \times p$ -Ausgabenmatrix und skaliert anschließend iterativ die Werte in den Spalten so, dass ihre Gesamtsumme den tatsächlichen Ausgaben pro Produkt entspricht. Anschließend werden die Werte in den Zeilen wiederum so skaliert, dass ihre Gesamtsumme den tatsächlichen Verwendungsanteilen pro Sektor entspricht.

Wir verwenden die oben beschriebene binäre Korrespondenzmatrix, um die Ausgangswerte zu ermitteln, was der Annahme gleicher Verwendungsanteile als Ausgangspunkt entspricht. Um die Zeilen- bzw. Spaltensummen bereitzustellen, nutzen wir jeweils aus dem Jahr 2015 Daten zur Verwendung je Sektor aus der deutschen volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung (zweistelliger CPA)<sup>13</sup>

---

<sup>10</sup> CPA 2.1. ist eine Kategorisierung der Produkte nach der NACE-Klassifikation. NACE ist mit der WZ 2008 bis zum Viersteller identisch, so dass wir die CPA 2.1 auch mit der WZ 2008 verwenden können.

<sup>11</sup> Wenn wir übergeordnete Produkte aggregieren, setzen wir eine eins in eine Zelle, wenn eines der Unterprodukte von diesem Sektor produziert wird. Wir verwenden dasselbe Vorgehen, um auf übergeordnete Sektoren zu aggregieren. In alternativen Spezifikationen testen wir die Sensitivität für dieses Vorgehen, indem wir alternativ sowohl bei den Sektoren als auch Produkten jeweils nur den Anteil ihrer Unterkategorien aggregieren, der durch eine eins repräsentiert wird. In diesem Fall aggregieren wir also auf den Mittelwert und nicht auf den Höchstwert der Unterkategorien.

<sup>12</sup> Wenn wir davon ausgehen, dass die Ausgabenanteile in allen Sektoren, die ein bestimmtes Produkt herstellen, gleich sind, kann diese binäre Matrix direkt in eine grobe Gewichtungsmatrix umgewandelt werden, indem jede Spalte durch ihre Summe dividiert wird. Wir verwenden diese groben Gewichte nur als Robustheitsprüfung, da es wahrscheinlich ist, dass einige Sektoren eher höhere Verwendungsanteile aufweisen als andere.

<sup>13</sup> Wir verwenden die inländischen Konsumausgaben der privaten Haushalte aus der Fachserie 18 „Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen“, Reihe 2 „Input-Output-Rechnung“ für das Jahr 2015 (Destatis, 2020b). Wir konzentrieren uns auf die Ausgaben im Inland, da die Exporte nicht direkt vom deutschen Mindestlohn betroffen sind. Da diese Sektoren auf der „nächstgelegenen“ zweistelligen CPA-Ebene verfügbar

und Ausgaben nach Produkten aus den VPI-Daten (vierstelliger ECOICOP).<sup>14</sup> Im Rahmen von 100 Iterationen wird versucht, eine Konvergenz zu erreichen, bei der die Summe der Zeilen und Spalten die jeweilige Gesamtsumme ergibt. Die resultierende Matrix bildet die unterstellte Verwendung nach Sektoren und Produkten ab. In einem letzten Schritt wird jede Spalte durch ihre Gesamtsumme geteilt, um die Gewichte zu erhalten, die sich zu eins summieren.

Wir überprüfen die Konvergenz, indem wir ein Histogramm der endgültigen Skalierungsfaktoren nach der letzten Iteration erstellen. Im Idealfall wären diese gleich eins. In unserem Fall zeigt das Histogramm jedoch eine gewisse Abweichung, die auf eine unvollständige Konvergenz hinweist. Aufgrund der mangelnden Datenverfügbarkeit haben wir verschiedene Datenquellen für die Zeilen- und Spaltensummen nutzen müssen, was zu den beobachteten Inkonsistenzen führte, z. B. dass bestimmte 1:1-Entsprechungen ungleiche Zeilen- und Spaltensummen aufwiesen. Darum haben wir eine Bereinigung vorgenommen, bei der ausgewählte Zeilen- und Spaltensummen entweder nach oben oder nach unten skaliert werden, um die Konsistenz zu wahren, während die Gesamtsumme (d. h. die Summe der Zeilensummen und die Summe der Spaltensummen) gleichbleibt. Ziel war es, so die Konvergenz zu verbessern.

Abbildung 3-1 (a) zeigt ein Beispiel für die Skalierungsfaktoren für die Gewichtungsmatrix zwischen der vierstelliger ECOICOP und der zweistelliger CPA vor und nach der Bereinigung. Die Bereinigung scheint die Konvergenz zu verbessern. Wir untersuchen die Sensitivität gegenüber dieser Art von Konvergenz, indem wir Regressionen sowohl mit der bereinigten als auch mit der nicht bereinigten Version schätzen. In Abbildung 3-1 (b) ist ein Beispiel für die Skalierungsfaktoren für die bereinigte Gewichtungsmatrix zwischen der vierstelliger ECOICOP-Basismatrix und der zweistelligen CPA-Matrix sowie für die bereinigte Gewichtungsmatrix zwischen der vierstelligen ECOICOP-Basismatrix und der dreistelligen CPA-Matrix dargestellt. Hier scheint die Konvergenz der 4-2 Matrix besser als die Konvergenz der 4-3 Matrix zu sein. Unsere Ergebnisse legen nahe, dass das RAS-Verfahren bei stärker aggregierten Daten bessere Gewichte produziert. Dies ist nicht überraschend, da sich das Verfahren

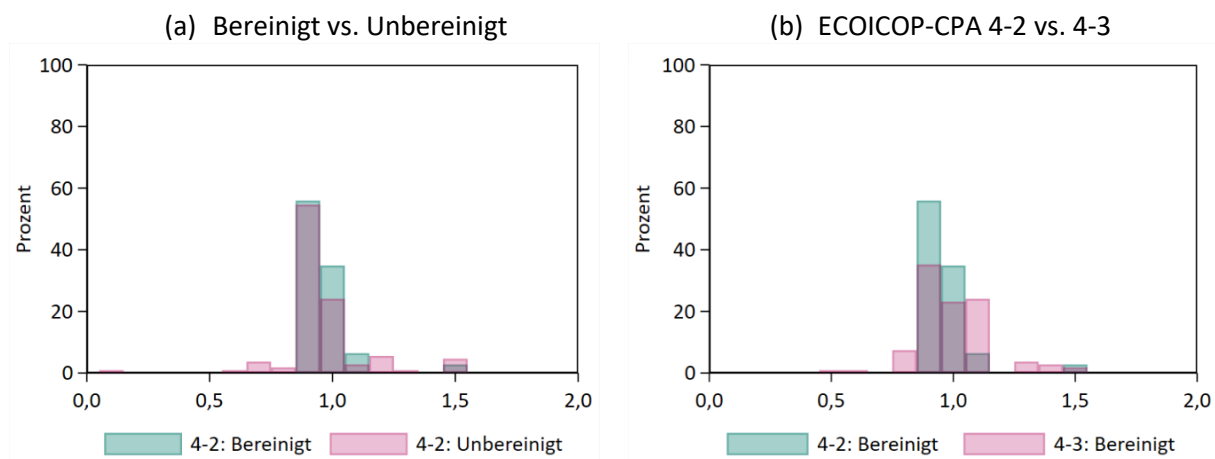
---

sind, müssen sie zusätzlich disaggregiert werden, um die dreistellige Ebene zu erreichen, die wir für die Umwandlung unserer Bite-Maße benötigen. Wir disaggregieren, indem wir BIP-Anteile für die dreistelligen Sektoren innerhalb jedes zweistelligen Sektors als beste Annäherung an die Verwendungsanteile unterstellen. Die BIP-Daten beruhen auf Unternehmensbefragungen bis zur vierstelligen Ebene und werden vom Statistischen Bundesamt bereitgestellt.

<sup>14</sup> Wir verwenden die Gewichte des Jahres 2015 für den VPI-Index, um die Ausgaben nach Produkten zu ermitteln. Die Gewichte sind proportional zu den Ausgaben und müssen daher nur auf die entsprechende Gesamtsumme skaliert werden. Anstelle der Gesamtausgaben aus derselben Quelle skalieren wir auf die Inlandsverbrauchsausgaben der privaten Haushalte (aus den Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen), da wir dies für das geeignetere Maß halten (siehe Erläuterung in Fußnote 13) und damit die Gesamtsummen zwischen Zeilen und Spalten konsistent sind.

auf der zweistelligen CPA-Ebene auf vollständigere und genauere Daten stützen konnte. Für die dreistellige CPA-Gewichtungsmatrix fehlten Ausgabendaten für viele Teilsektoren aufgrund des Datenschutzes, so dass wir mit Hilfe von Informationen zum Umsatz oder zur Beschäftigung das eigentliche Verhältnis der Sektoren approximieren mussten. Aufgrund der besseren Performance und Datenqualität, haben wir für unsere Hauptauswertungen Bites nur auf zweistelliger CPA-Ebene genutzt.

**Abbildung 3-1**  
**Skalierungsfaktoren im angepassten und nicht-angepasstem RAS-Verfahren**



Anmerkungen: Die Abbildung zeigt die finalen RAS-Skalierungsfaktoren. Basierend auf VSE/VE und VPI-Daten (Destatis 61111).

Quelle: DIW Econ.

Da das Matching von Produkt- und Sektorklassen ein zentrales Element unserer Analyse darstellt, muss sichergestellt werden, dass unsere Hauptergebnisse nicht auf die in diesem Prozess getroffenen Entscheidungen zurückzuführen sind. Darum führen wir neben den Hauptauswertungen basierend auf zweistelligen Bite-Maßen, die in vierstellige ECOICOP überführt werden, mehrere Robustheitsprüfungen durch (vgl. Abschnitt B.7 im Anhang) und nutzen dabei folgende alternative Spezifikationen:

- i. Verwendung von dreistelligen Bite-Maßen, die in vierstellige ECOICOP überführt werden. Die fünfstelligen ECOICOP-Klassifikation kann hingegen nicht verwendet werden, weil sie für das Jahr 2015, in dem der Mindestlohn eingeführt wurde, nicht verfügbar ist. Außerdem ist die fünfstelligen Klassifikation sehr detailliert und unterscheidet zwischen 275 Produkten. Eine Erhöhung der Granularität der Produktdaten ohne eine entsprechende Erhöhung der

Detailtiefe der Bite-Maße würde die Schätzgenauigkeit der Schätzungen wahrscheinlich nicht verbessern.<sup>15</sup>

- ii. Umkehrung der Matching-Richtung, d. h. Durchführung der Analyse auf sektoraler Ebene, wobei die Preisdaten auf die Ebene der Sektoren umgeschlüsselt werden.
- iii. Verwendung von drei alternativen Verfahren für die Erstellung der Gewichte:
  - Verwendung von Ausgangsgewichten (basierend auf der Annahme gleicher Ausgabenanteile),
  - RAS-imputierte Gewichte, die nicht um Konvergenzprobleme bereinigt sind, und
  - RAS-imputierte Gewichte unter Verwendung des Mittelwerts anstelle des Höchstwerts bei der Aggregation zu Produkten/Kategorien auf niedrigerer Ebene.

Bei jeder dieser Robustheitsprüfungen wird ein individueller Datensatz mit einer anderen Version der Treatment-/Ergebnisvariable auf der Grundlage einer separaten Gewichtungsmatrix erstellt.

## 4. Deskriptive Ergebnisse

Der erste Teil unserer Analyse besteht darin, eine Reihe deskriptiver Analysen durchzuführen, um ein erstes Verständnis der bestehenden Entwicklungen im Zeitverlauf zu gewinnen.

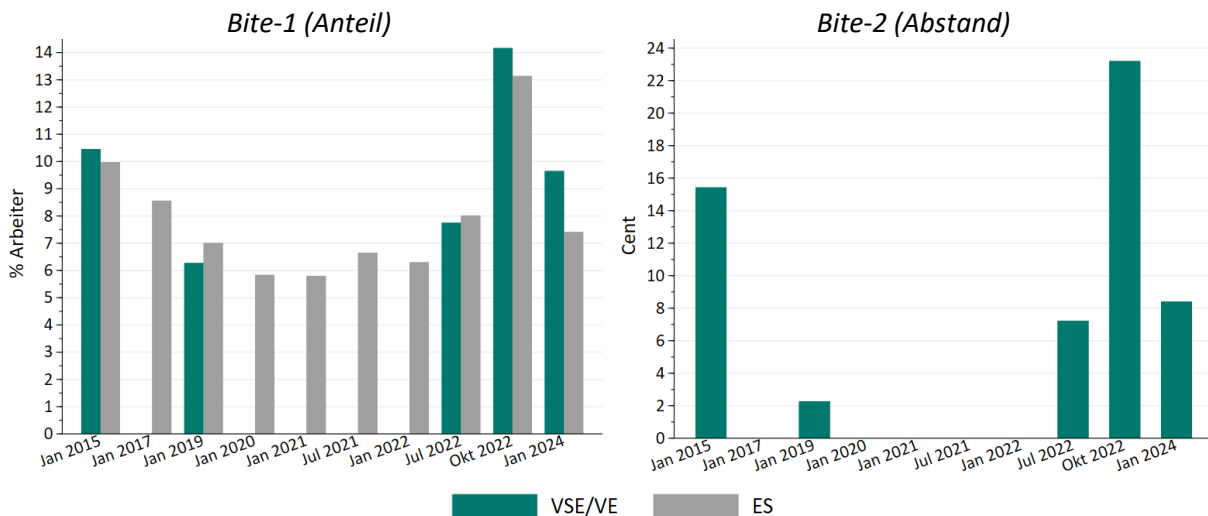
### 4.1 Bites

In Abbildung 4-1 sind die zwei Bite-Maße für die Einführung und die neun Erhöhungen des Mindestlohns dargestellt. Die stärksten Betroffenheiten durch den Mindestlohn zeigen sich gemäß Bite-1 (Anteil) im Januar 2015 und im Oktober 2022. Nach der Einführung des Mindestlohns nimmt der Anteil der betroffenen Arbeitnehmer:innen allmählich ab, bis die größeren Mindestlohnsprünge im Juli 2022 und vor allem im Oktober 2022 erfolgen. Dieses Muster finden wir auch für Bite-2 (Abstand). Die Tabelle A-3 und Tabelle A-4 in Anhang A zeigen die Verteilung der jeweiligen Bite-Maße nach Jahren.

---

<sup>15</sup> In den meisten Fällen werden die tiefer liegenden Produktunterkategorien von denselben Sektoren produziert und erhalten damit das gleiche Bite-Maß wie ihre aggregierte Kategorie auf der vierstelligen ECOICOP-Ebene. Daher trägt eine Erhöhung der Beobachtungsanzahl wenig dazu bei, eine größere Variation in der Treatment-Variable zu erzeugen. Da wir die Standardfehler auf Produktebene clustern, würde eine solche künstliche Erhöhung der Stichprobengröße nicht zu einer höheren Schätzgenauigkeit führen.

**Abbildung 4-1**  
**Durchschnitte der zwei Bite-Maße auf Ebene der zweistelliger CPA (WZ 2008)**



Anmerkungen: Bite-1 (Anteil) ist der Anteil an Arbeitnehmer:innen unterhalb der Mindestlohngrenze (gemessen in Prozentpunkten). Bite-2 (Abstand) ist der durchschnittliche Abstand des Stundenlohns zum Mindestlohn (für alle Arbeitnehmer:innen, die unterhalb des zukünftigen Mindestlohns verdienen). Bite-2 (Abstand) wird in Cent gemessen. Bite-2 (Abstand) kann nicht mit ES-Daten berechnet werden. VSE/VE-Daten sind für die Erhöhung 2017 und die vier Erhöhungen zwischen Januar 2020 und Januar 2022 nicht verfügbar.

Quelle: DIW Econ.

Der anhand der ES-Daten berechnete Bite-1 (Anteil) folgt einem ähnlichen Muster. Die Unterschiede zwischen dem ES-Bite und dem VSE/VE-Bite sind darauf zurückzuführen, dass sich die beiden Datenquellen in Bezug auf die von ihnen erfassten Arbeitnehmer:innengruppen, die erfassten Monate und die Genauigkeit, mit der der Stundenverdienst gemessen werden kann, unterscheiden (siehe Kapitel 3.1). Die absoluten Unterschiede reichen von 0,27 Prozentpunkten im Juli 2022 bis zu 2,24 Prozentpunkten im Januar 2024. Die absolute Höhe des Bite ist für die folgenden Schätzungen weniger wichtig als die Unterschiede zwischen den Sektoren. In dieser Hinsicht sind die Bite-1-Zahlen (Anteil) aus beiden Datensätzen vergleichbar, wie ihre hohe Korrelation zeigt (Tabelle 4-1). Da die VSE/VE der von uns bevorzugte Datensatz ist, basieren die übrigen deskriptiven Statistiken nur auf diesen Daten.

**Tabelle 4-1**  
**Korrelation von Bite-1 (Anteil) - vierstelliger ECOICOP, berechnet mit VSE/VE- und ES-Daten**

Januar 2015	Januar 2019	Juli 2022	Oktober 2022	Januar 2024
0,93*	0,91*	0,88*	0,94*	0,91*

Anmerkungen: Basiert auf Daten der VSE/VE und ES. Bite-1 (Anteil) ist der Anteil an Arbeitnehmer:innen unterhalb der Mindestlohngrenze. Statistische Signifikanz: \* p < 0,05.

Quelle: DIW Econ.

Während sich die Einführung und Erhöhungen des Mindestlohns in ihrer Eingriffsintensität unterscheiden, weisen sie in Bezug auf die am stärksten betroffenen Sektoren eine bemerkenswerte Ähnlichkeit auf. Wie aus Tabelle 4-2 hervorgeht ist die Korrelation zwischen den Erhöhungen

besonders hoch, insbesondere bei Bite-1 (Anteil). Bite-2 (Abstand) weist eine etwas geringere Korrelation auf, wenn es sich um kleinere Mindestlohnanpassungen wie die vom Januar 2024 handelt. Diese Tatsache unterstreicht die Mehrdimensionalität von Bite-2 (Abstand).

**Tabelle 4-2**  
**Korrelation der Bites (vierstelliger ECOICOP) bei der Einführung und Erhöhung des Mindestlohns**

	Jan. 2015	Jan. 2019	Jul. 2022	Okt. 2022	Jan. 2024
<i>Bite-1 (Anteil)</i>					
Jan. 2015	1,00				
Jan. 2019	0,99*	1,00			
Jul. 2022	0,97*	0,97*	1,00		
Okt. 2022	0,97*	0,95*	0,98*	1,00	
Jan. 2024	0,95*	0,96*	0,98*	0,97*	1,00
<i>Bite-2 (Abstand)</i>					
Jan. 2015	1,00				
Jan. 2019	0,97*	1,00			
Jul. 2022	0,87*	0,89*	1,00		
Okt. 2022	0,95*	0,94*	0,84*	1,00	
Jan. 2024	0,87*	0,89*	0,88*	0,93*	1,00
<i>Bite-1 (Anteil) vs. Bite-2 (Abstand)</i>					
	0,99*	0,99*	0,89*	0,99*	0,96*

Anmerkungen: Basiert auf Daten der VSE/VE. Bite-1 (Anteil) ist der Anteil an Arbeitnehmer:innen unterhalb des neuen Mindestlohns. Bite-2 (Abstand) ist der durchschnittliche Abstand des Stundenlohns zum neuen Mindestlohn. Statistische Signifikanz: \*  $p < 0,05$ .

Quelle: DIW Econ.

Tabelle 4-3 zeigt die jeweils von der Einführung und den Erhöhungen des Mindestlohns am stärksten betroffenen Sektoren (Anzahl an Top-15 Platzierungen). Die zwei Maße für die Betroffenheit weisen eine starke Übereinstimmung auf, wobei meist dieselbe Gruppe von Sektoren als die am stärksten betroffenen identifiziert wird. Die am stärksten betroffenen Sektoren sind zumeist gering qualifizierte Dienstleistungen (Gaststättengewerbe und Beherbergung, Kurierdienste, Reinigung, usw.) und die Lebensmittelproduktion. Dementsprechend stabil ist auch die Rangfolge der Produkte (Abbildung 4-2). Zu den Produkten mit den größten Bites gehören bestimmte Produkt- und Dienstleistungsposten (wie „0411 - Tatsächliche Nettokaltmiete“ und „0412 - Andere Mieten“), die Outputs von Sektoren mit relativ hohen Bites sind (in diesem Beispiel „68 - Grundstücks- und Wohnungswesen“), die aber selbst einen sehr niedrigen Arbeitskostenanteil haben. Wie in Abschnitt 5, ausführlicher dargelegt, haben wir die Sensitivität unserer Ergebnisse in Bezug auf dieses Phänomen überprüft, indem wir getrennte Schätzungen für Produkte mit hohem bzw. niedrigem Arbeitskostenanteil durchgeführt und iterativ

Produktgruppen aus der Stichprobe ausschlossen haben (wie z. B. die gesamte „04 - Wohnung, Wasser, Strom, Gas und andere Brennstoffe“).

**Tabelle 4-3**
**Anzahl der Top-15-Platzierungen von WZ-Klassen (zweistellig) mit den höchsten Auswirkungen bei der Einführung des Mindestlohns**

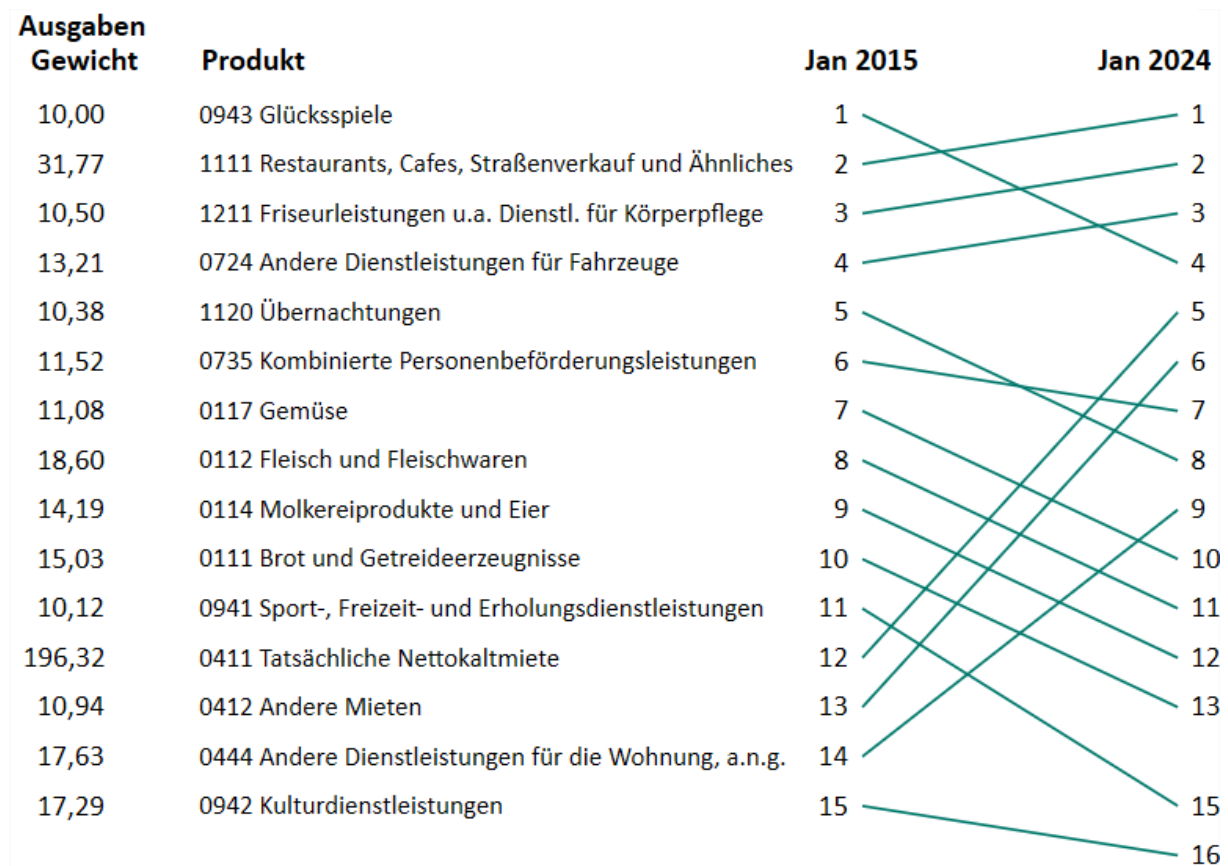
Bereich	Bite-1 (Anteil): Bite	Bite-1 (Anteil): Rang	Bite-2 (Abstand): Bite	Bite-2 (Abstand): Rang
56-Gastronomie	45,5	1	69,2	2
53-Post-, Kurier- und Expressdienste	35,1	2	72,8	1
96-Erbringung von sonstigen überwiegend persönlichen Dienstleistungen	33,6	3	43,7	6
01-Landwirtschaft, Jagd und damit verbundene Tätigkeiten	33,1	4	45,3	4
93-Erbringung von Dienstleistungen des Sports, der Unterhaltung und der Erholung	31,1	5	51,7	3
55-Beherbergung	27,5	6	34,4	8
82-Erbringung von wirtschaftlichen Dienstleistungen für Unternehmen und Privatpersonen a. n. g.	24,0	7	30,5	10
49-Landverkehr und Transport in Rohrfernleitungen	21,9	8	34,7	7
80-Wach- und Sicherheitsdienste sowie Detekteien	21,5	9	20,0	15
73-Werbung und Marktforschung	20,6	10	44,0	5
47-Einzelhandel (ohne Handel mit Kraftfahrzeugen)	20,2	11	26,5	11
10-Herstellung von Nahrungs- und Futtermitteln	19,2	12	24,3	13
58-Verlagswesen	17,0	13	33,5	9
77-Vermietung von beweglichen Sachen	16,0	14	24,9	12
68-Grundstücks- und Wohnungswesen	15,8	15	23,3	14

Anmerkungen: Basiert auf Daten der VSE/VE. Bite-1 (Anteil) ist der Anteil an Arbeitnehmer:innen mit Stundenlohn unterhalb des neuen Mindestlohns. Bite-2 (Abstand) ist der durchschnittliche Abstand des Stundenlohns zum neuen Mindestlohn. Die Reihenfolge der WZ-Klassen basiert auf Bite-1-Werten (Anteil) in Januar 2015. Die Tabelle beschränkt sich auf zweistellige Sektoren mit einem Anteil von mindestens 0,20 Prozent an der Gesamtzahl der Beschäftigten.

Quelle: DIW Econ.

Abbildung 4-2

Top 15 vierstelliger ECOICOP Produkte nach Bite-1 (Anteil): Januar 2015 vs Januar 2024



Anmerkungen: Basiert auf Daten der VSE/VE. Bite-1 (Anteil) ist der Anteil an Arbeitnehmer:innen mit Stundenlohn unterhalb des neuen Mindestlohns. Bite-2 (Abstand) ist der durchschnittliche Abstand des Stundenlohns zum neuen Mindestlohn. Die Darstellung beschränkt sich auf Produkte, die mindestens zehn Promille der Konsumausgaben privater Haushalte ausmachen. Die offiziellen Ausgabengewichte aus dem Gewichtungsschema 2015 sind dieselben, die Destatis für die Berechnung des VPI verwendet. Sie sind in Promille auf der linken Seite dargestellt.

Quelle: DIW Econ.

## 4.2 Verbraucherpreisindex

In Abbildung 4-3 ist die 12-Monats-Änderungsrate des deutschen VPI insgesamt und seine Aufschlüsselung in verschiedene Teilindizes dargestellt. Die entsprechenden Diagramme mit den absoluten Werten des VPI sind in Abbildung A-2 (Anhang A) dargestellt. Sieht man von einer Deflationsphase um das Jahresende 2014 ab, die auf den starken Rückgang der Energiekosten zurückzuführen ist (Destatis, 2016), liegt die VPI-Änderung bis etwa Januar 2020 relativ stabil bei 2 Prozent. Nach der Covid-19-Pandemie geht die Inflation zunächst für etwa sechs Monate zurück und beginnt sich dann stark zu beschleunigen. Dieses rasche Wachstum erreicht im Oktober und November 2022 einen Höchststand von 8,8 Prozent und beginnt dann zu sinken. Diese jüngste Phase rasch steigender Preise geht auf eine Reihe von Faktoren zurück, darunter das Ende der befristeten

Mehrwertsteuersenkung, die Unterbrechung der globalen Lieferketten und den Anstieg der Energiekosten durch den russischen Angriffskrieg gegen die Ukraine (Destatis, 2016, 2023b).

Panel b zeigt die Aufschlüsselung des VPI-Wachstums nach Produkten unterhalb und oberhalb des Medians von Bite-1 (Anteil) für Januar 2015. Bei der Betrachtung der Grafik wird deutlich, dass die Preise für Produkte mit niedrigem Bite bis 2021 nahezu stagnierten, während sie für Produkte mit hohem Bite schon lange vor dem Jahr 2015 mit durchschnittlich 2 Prozent pro Jahr anstiegen. Während der COVID-19-Pandemie stiegen die Preiser beider Produktkategorien ähnlich stark an, was im Fall der Produkte mit geringem Bite wahrscheinlich auf Unterbrechungen in den globalen Handelsketten zurückzuführen ist. Wie aus Tabelle A-5 im Anhang hervorgeht, haben Produkte mit geringem Bite einen höheren Anteil an den Einfuhren. Betrachtet man die beiden größten Mindestlohnerhöhungen, so zeigt sich ein leichter Anstieg des VPI für Produkte mit hohem Bite nach Januar 2015 und ein deutlicher Anstieg nach Oktober 2022.

Um die Auswirkungen des Mindestlohns auf die Verbraucherpreise genau abschätzen zu können, müssen andere gleichzeitig eingetretene Ereignisse (Störfaktoren) möglichst isoliert werden. Während des Untersuchungszeitraumes waren die drei wichtigsten Störfaktoren:

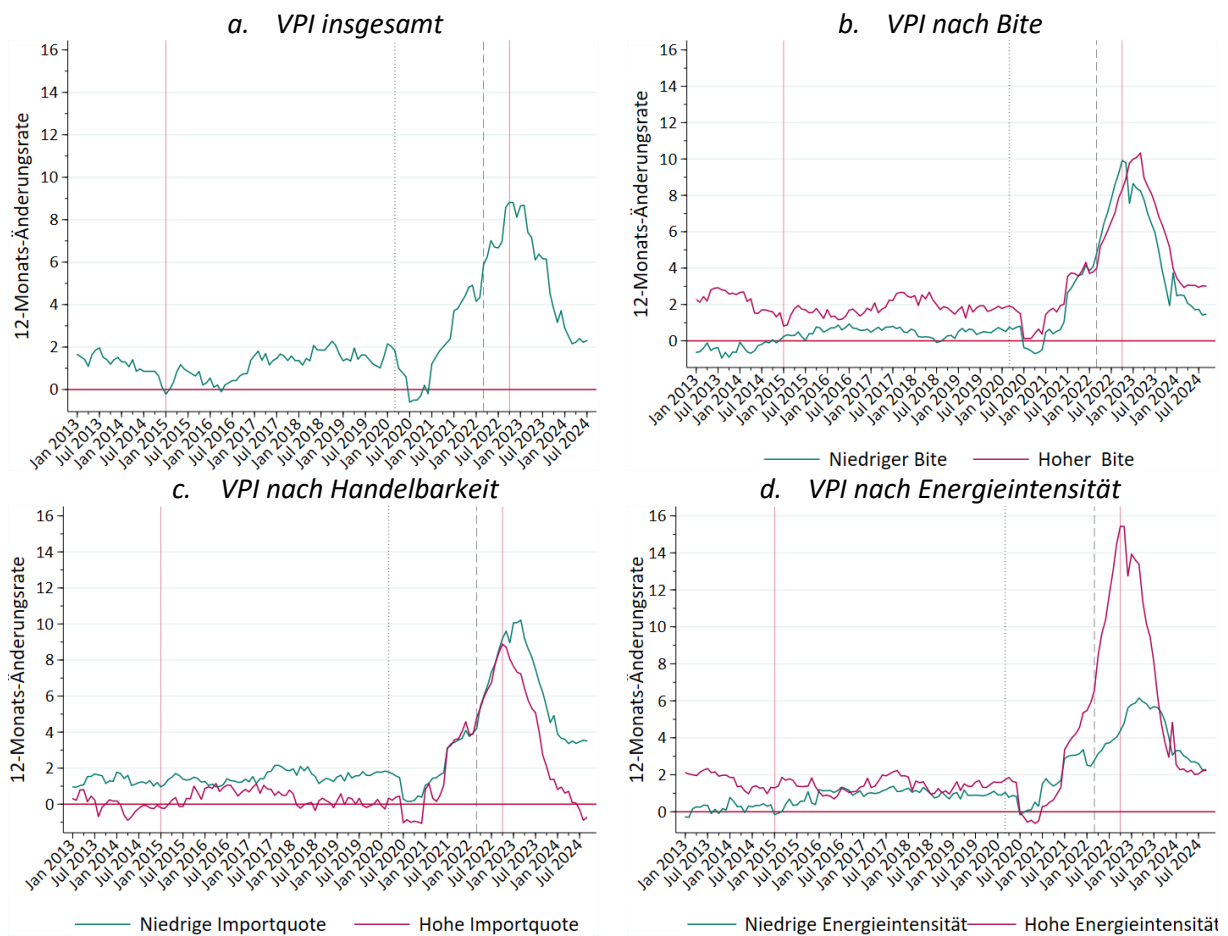
- i. vorübergehende Änderung der Mehrwertsteuer,
- ii. der Anstieg der Energiepreise (besonders ausgeprägt nach Beginn des russischen Angriffskriegs gegen die Ukraine) und
- iii. die COVID-19-Pandemie, die komplexe Störungen der inländischen Wirtschaftstätigkeit und der globalen Handelsketten verursachte und umfangreiche Steuerentlastungen und andere wirtschaftspolitische Interventionen auslöste.

Im Zeitraum zwischen den Jahren 2013 und 2023 gab es zwei größere vorübergehende Änderungen der Mehrwertsteuersätze. Einmal wurde die Mehrwertsteuer zwischen Juli und Dezember 2020 stark gesenkt, um die Haushalte während der Covid-19-Pandemie zu entlasten. Ein zweites Mal wurde der Mehrwertsteuersatz für Energielieferungen vom 1. Oktober 2022 bis zum 31. März 2024 vorübergehend auf 7 Prozent gesenkt, um den stark angestiegenen Energiepreisen entgegenzuwirken. Die erste Mehrwertsteueränderung könnte sich auf die Schätzungen der Mindestlohnerhöhungen im Januar 2020 und Januar 2021 auswirken und die zweite Mehrwertsteueränderung fällt mit der Mindestlohnerhöhung im Oktober 2022 zusammen. Insbesondere die Auswirkung der ersten Mehrwertsteueränderung im Jahr 2020 auf die Preise ist zu kontrollieren, während die Änderung im Oktober 2022 etwas weniger problematisch erscheint, da von den 110 vierstelligen ECOICOP-Produkten nur vier energiebezogen sind. Außerdem sind unsere Bite-Maße nicht mit der

Energieintensität korreliert, wie aus Tabelle A-5 hervorgeht. Dennoch werden wir die Robustheit unserer Ergebnisse testen, indem wir die betroffenen Produkte ausschließen.

Die Entwicklung der VPI-Änderungsrate für Produkte mit einem hohen bzw. niedrigen Importanteil ähnelt derjenigen nach WZ-Gruppen mit hohen und niedrigen Bite-Werten (Panel c in Abbildung 4-3).<sup>16</sup> Dabei verhalten sich die Produkte mit niedrigem Importanteil ähnlich wie die mit hohem Bite-Wert.

**Abbildung 4-3**  
**VPI-Entwicklung: 12-Monats-Änderungsrate (Haupt- und Subindizes) zwischen den Jahren 2013 und 2024**



Anmerkungen: Basiert auf Daten von (Destatis, 2024). Die beiden roten senkrechten Linien markieren die Mindestlohneinführung (Januar 2015) bzw. die höchste Mindestlohnerhöhung (Oktober 2022). Die grau gepunktete Linie markiert den Beginn der Covid-19-Pandemie (März 2020), während die graue gestrichelte Linie den Beginn des russischen Angriffskriegs auf die Ukraine (Ende Februar 2022) anzeigt.

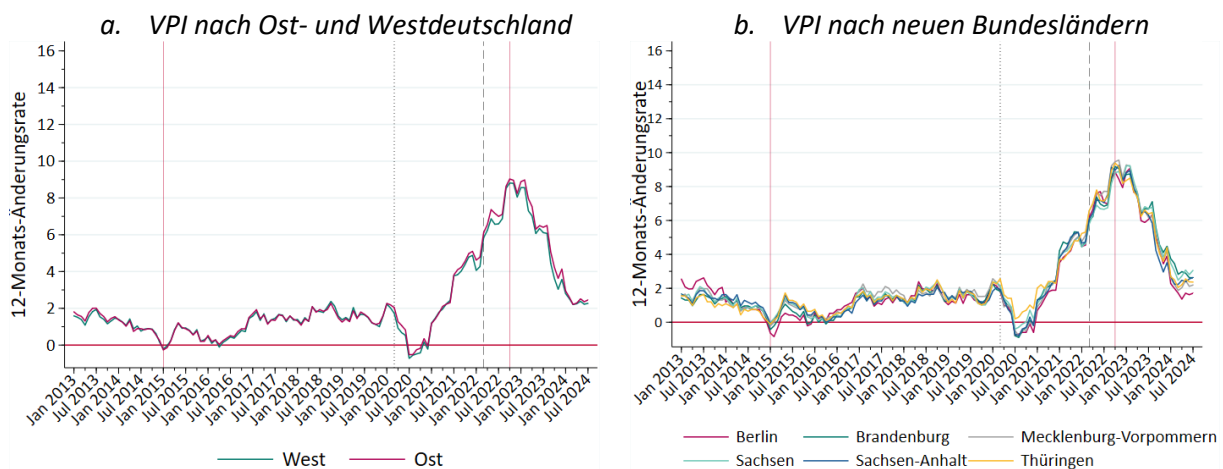
Quelle: DIW Econ.

<sup>16</sup> Wir stellen die Handelbarkeit der vierstelligen COICOP-Produkte durch den Anteil an Einfuhren zur Gesamtverwendung dar und teilen die Produkte auf der Grundlage des Durchschnittswerts in zwei Gruppen ein.

Dabei dürfte es sich zu weiten Teilen um die gleichen Produkte handeln.<sup>17</sup> Typischerweise sind dies Dienstleistungsprodukte, für deren Herstellung/Ausübung keine größere spezielle Qualifizierung notwendig ist. Diese Dienstleistungsprodukte können außerdem nicht importiert/international gehandelt werden. Exogene Schocks, die internationale Handelswege betreffen, dürften sich somit nicht auf Preise in Produktkategorien mit hohen Bite-Werten auswirken. Panel d zeigt schließlich die Entwicklung des VPI für Produkte mit hoher und niedriger Energieintensität.<sup>18</sup> Der rasante Anstieg der Preise für energieintensive Produkte begann zwar bereits im Jahr 2021, doch nach Beginn des russischen Angriffskriegs gegen die Ukraine zog das Preisniveau nochmals deutlich an. Die Änderungsrate erreicht im Oktober 2022, zeitgleich mit der vorübergehenden Senkung der Mehrwertsteuer, ihren Höhepunkt.

Die Preisentwicklung in Ost- und Westdeutschland war bis zum Beginn des Energiepreisanstiegs bemerkenswert ähnlich (Abbildung 4-4). Danach lagen die Preise in Ostdeutschland auf einem leicht höheren Niveau. Für die sechs ostdeutschen Bundesländer lassen sich keine bemerkenswerten Unterschiede feststellen.

**Abbildung 4-4**  
Regionale VPI-Indizes



Anmerkungen: Basiert auf Daten von Destatis (61111). Die beiden roten senkrechten Linien markieren die Mindestlohneinführung (Januar 2015) bzw. die höchste Mindestlohnerhöhung (Oktober 2022). Die grau gepunktete Linie markiert den Beginn der Covid-19-Pandemie (März 2020), während die grau gestrichelte Linie den Beginn des russischen Angriffskriegs auf die Ukraine (Ende Februar 2022) anzeigt.

Quelle: DIW Econ.

<sup>17</sup> Unter den Produkten mit einem hohen Bite gehören 78,2 Prozent zu den Produkten mit einem geringen Importanteil.

<sup>18</sup> Die Energieintensität nach vierstelligen COICOP-Produkten wurde von der britischen ONS berechnet (UK ONS, 2023). Wir haben die Produkte auf der Grundlage des Medianwerts unterteilt.

## 5. Kausale Ergebnisse

Zur Untersuchung der Auswirkungen des Mindestlohns auf die Verbraucherpreise werden Difference-in-Difference-Schätzungen (DiD) durchgeführt. Unter allen in Verbeek et al. (2020) untersuchten Studien ist ein DiD-Ansatz die am häufigsten verwendete Methode. Varianten des DiD wie die Event-Study oder Synthetic Control Methods wurden ebenfalls verwendet (vgl. Deroncourt & Montialoux, 2020; Jardim et al., 2022). Andere Methoden, die manchmal für die Bewertung der Auswirkungen von Mindestlöhnen verwendet werden, sind Input-Output-Modelle, allgemeine Gleichgewichtsmodelle, Philip-Kurven-Modelle, OLS-Regression, und Regression Discontinuity Design (RDD). Input-Output-Modelle, allgemeine Gleichgewichtsmodelle und Philips-Kurven-Modelle bieten sich nicht für ex-post Kausalstudien an, da es kein kontrafaktisches Analysesetting gibt und man sich auf angenommene Parameterwerte verlassen muss. Die OLS-Methode wäre durch weggelassene oder unbeobachtbare Variablen im Umfeld des Mindestlohns verzerrt und ist daher nur in der Lage, deskriptive Beziehungen zu schätzen. Nur die RDD und SCM sind als quasi-experimentelle Methoden geeignet, um kausale Wirkungen nachzuweisen. Die RDD ist jedoch nur in Situationen geeignet, in denen sich der Mindestlohn abrupt an einem Grenzwert ändert (vgl. Dube et al., 2010) was in Deutschland nicht der Fall ist, da der Mindestlohn auf nationaler Ebene bestimmt wird. Ebenso ist die SCM nur in Fällen geeignet, in denen es ein binäres Treatment gibt (vgl. Jardim et al., 2022), was nicht der Fall ist, wenn der „Bite“ als kontinuierliches Treatment verwendet wird.

Der Grundgedanke einer DiD besteht darin, den kausalen Effekt eines „Treatments“ oder einer Intervention – im vorliegenden Fall die Einführung oder Erhöhung des Mindestlohns – zu schätzen, indem die Differenz der Ergebnisse vor und nach dem Treatment für die Treatmentgruppe mit der Differenz der Ergebnisse für die Kontrollgruppe im gleichen Zeitraum verglichen wird. Formal kann eine DiD-Regression wie folgt ausgedrückt werden:

$$Y_{it} = \alpha + \beta(Treatment_i \times Post_t) + \gamma Treatment_i + \delta Post_t + \epsilon_{it} \quad (1)$$

wobei  $Y_{it}$  die Ergebnisvariable für Einheit  $i$  zum Zeitpunkt  $t$  ist.  $Treatment_i$  ist ein binärer Indikator, der für getreatete Einheiten gleich eins und für Einheiten der Kontrollgruppe gleich null ist.  $Post_t$  ist ein Indikator, der für die Perioden nach dem Treatment gleich eins und für Perioden vor dem Treatment gleich null ist.  $\epsilon_{it}$  ist ein Fehlerterm. Der kausale Effekt der Intervention wird durch  $\beta$  erfasst. Damit eine DiD unverzerrte Schätzungen liefert, müssen drei Annahmen zutreffen:

- i. Annahme paralleler Trends: Ohne Treatment ist der Unterschied zwischen der Treatment- und der Kontrollgruppe im Laufe der Zeit konstant. Trotz ihrer Bedeutung kann diese Annahme nicht formal geprüft werden. Allerdings kann diese Annahme durch die Betrachtung der

Trends der Vergangenheit plausibilisiert werden. Auch wir werden neben der Untersuchung der Pre-Trends anhand von Event-Study Plots diese Annahme zusätzlich mit Placebo-Tests überprüfen.

- ii. Exogenität: Die Einteilung der Beobachtungseinheiten in Treatment- oder Kontrollgruppe beruht nicht auf unbeobachtbaren Merkmalen, die die zu erklärende Variable beeinflussen.
- iii. Stable Unit Treatment Value Assumption (SUTVA): Die SUTVA setzt voraus, dass der Treatmenteffekt auf die Treatmentgruppe beschränkt ist und es keine indirekten Auswirkungen auf die Kontrollgruppe gibt (keine Spillover-Effekte).

Beim Standard-DiD-Ansatz gibt es nur ein einziges Treatment, das zu einem bestimmten Zeitpunkt stattfindet. Dies eignet sich für die Messung der Auswirkungen politischer Reformen wie der Einführung eines Mindestlohns. Die DiD kann angepasst werden, um die Auswirkungen von Maßnahmen zu schätzen, die zeitlich gestaffelt sind und/oder verschiedene Einheiten zu verschiedenen Zeitpunkten betreffen. In diesem Fall kann die sog. staggered DiD durch eine Regression mit festen Zwei-Wege-Fixed-Effekten (TWFE) geschätzt werden. Dies ist allerdings nur unter der Annahme möglich, dass der Treatmenteffekt über die zu verschiedenen Zeitpunkten betroffenen Einheiten hinweg konstant ist (Goodman-Bacon, 2021). Mehrere neuere ökonometrische Verfahren ermöglichen die Schätzung gestaffelter DiD unter Berücksichtigung heterogener Treatmenteffekte (z.B. Callaway et al., 2024; Callaway & Sant'Anna, 2021; Cengiz et al., 2019; Sun & Abraham, 2021).

Wie wir unten erörtern, handelt es sich bei den Mindestlohnänderungen im deutschen Kontext nicht um eine gestaffelte Umsetzung (staggered), sondern vielmehr um verschiedene, aber korrelierte Treatments, die nacheinander durchgeführt werden. Deshalb haben wir uns bei der Wahl unserer Ansätze an den neuesten Erkenntnissen aus der DiD-Literatur orientiert. Wir haben letztendlich zwei Ansätze gewählt, um die Mindestloohnerhöhungen zu bewerten. Beim „Single Events-Ansatz“ haben wir die einzelnen Mindestloohnerhöhungen als unabhängige Events mit einem Standard-DiD-Ansatz ausgewertet. Beim „Pooled Events“-Ansatz wurden die Auswirkungen aller Erhöhungen zusammen mit einem Stacked-DiD-Ansatz ähnlich wie bei Cengiz et al. (2019) geschätzt.

## 5.1 Single Events

Da die Änderungen des Mindestlohns in allen Bundesländern und Sektoren gleichzeitig stattfanden,<sup>19</sup> besteht der Auswertungsansatz darin, Sektoren mit unterschiedlichen Anteilen von Arbeitnehmer:innen zu vergleichen, die von der Erhöhung des Mindestlohns betroffen sind (d. h. mit unterschiedlichem „Bites“ des Mindestlohns). Konkret haben wir das folgende empirische Modell geschätzt:

$$Price_{pt} = \alpha + \sum_{t \neq t_b} \beta_t (Bite_p \times T_t) + \gamma Bite_p + T_t + \varepsilon_{pt} \quad (2)$$

wobei  $Price_{pt}$  der im Monat  $t$  im Verhältnis zum Einführungsmonat ( $t = 0$ ) gemessene Verbraucherpreis (mit Basis = 100 in  $t_b = -2$ ) der Produktkategorie  $p$  ist.  $Bite_p$  bezeichnet das Bite-Maß in  $p$ .  $T_t$  sind Dummyvariablen für jeden Monat  $t$  seit der Einführung des Mindestlohns, in dem Verbraucherpreise mit Ausnahme des Basismonats  $t_b$  beobachtet werden und  $\varepsilon_{pt}$  ist der Fehlerterm. Die Koeffizienten  $\beta_t$  stellen dann die interessierenden Effekte dar, die die Preisveränderung zwischen einer Basisperiode und dem Monat  $t$  für Produkte mit höherem bzw. niedrigerem Bite-Niveau anzeigen. Der Bite wird zunächst auf der sektoralen zweistelligen WZ08-Ebene gemessen und dann auf die Produktebene umgerechnet, wie in Abschnitt 3.3 erläutert. Die Analyse stützt sich auf monatliche Preisdaten und nicht auf jährliche Daten, um potenziell kurzfristige Auswirkungen zu untersuchen und die Auswirkungen späterer Mindestlohnerhöhungen sorgfältig abzugrenzen.

Bei der Spezifikation in Gleichung (2) handelt es sich insofern um eine Event-Study-DiD, als eine Reihe von Monatsdummies  $T_t$  im Vergleich zu einem Ausgangsmonat verwendet werden und nicht ein einziger  $Post_t$ -Term im Vergleich zur gesamten Vorperiode. Eine solcher dynamische DiD-Ansatz (auch bekannt als Event-Study DiD) liefert die vollständige Entwicklung der Auswirkungen in den Monaten vor und nach der Einführung des Mindestlohns in den Koeffizienten  $\beta_t$ . Dadurch kann untersucht werden, wie schnell sich die Preise anpassen und ob es Antizipationseffekte gibt, d. h., ob Unternehmen ihre Preise nach der Ankündigung der Politik und nicht erst nach der Einführung anheben. Ein weiterer großer Vorteil des Event-Study-DiD ist, dass eine Bewertung der Annahme

<sup>19</sup> In einigen Sektoren gab es direkt nach der Einführung des Mindestlohns Übergangsregelungen, die es den Unternehmen erlaubte, übergangsweise weniger als den gesetzlichen Mindestlohn zu zahlen. Zu diesen Sektoren gehören die Land- und Forstwirtschaft, der Gartenbau, die Fleischindustrie, die Herstellung von Textilien und Bekleidung, Zeitarbeitsfirmen, Friseure und Wäschereien. Diese Sektoren werden in der Analyse der Einführung des Mindestlohns aus der Treatmentgruppe ausgeschlossen. Zusätzlich wurden diese Sektoren mit Übergangsregelungen als alternative Kontrollgruppe verwendet, um die Robustheit unserer Ergebnisse zu prüfen.

paralleler Trends ermöglicht wird, indem Placebo-Tests für den Zeitraum vor der Einführung bzw. Anhebung des Mindestlohns durchgeführt werden.

Das gesamte Beobachtungsfenster, der Basismonat ( $t_b$ ) und der Zeitpunkt, zu dem der Bite gemessen wird, mussten für jede Mindestlohnerhöhung, auch in Abhängigkeit von der Verfügbarkeit der Lohndaten und dem zeitlichen Abstand der Erhöhung von anderen Mindestlohnerhöhungen, angepasst werden. Im Allgemeinen haben wir die Event-Study genutzt, um die Preisentwicklung 12 Monate vor und nach den Mindestlohnerhöhungen zu beobachten. Um zu vermeiden, dass kurzfristige Antizipationseffekte auftreten, setzten wir den Basismonat  $t_b$  auf zwei Monate vor der Mindestlohneinführung bzw. -erhöhung. Für die Mindestlohnerhöhung im Januar 2017 haben wir beispielsweise die Entwicklung des VPI zwischen Januar 2016 und Dezember 2017 beobachtet und November 2016 als Basismonat festgelegt. In unseren DiD- und Event-Study-Modellen verwenden wir ein Trendbereinigungsverfahren, um mögliche Verletzungen der Annahme paralleler Trends und Schätzungsverzerrungen zu beseitigen. Dieses Verfahren wird in Abschnitt B.1 im Anhang ausführlich beschrieben.

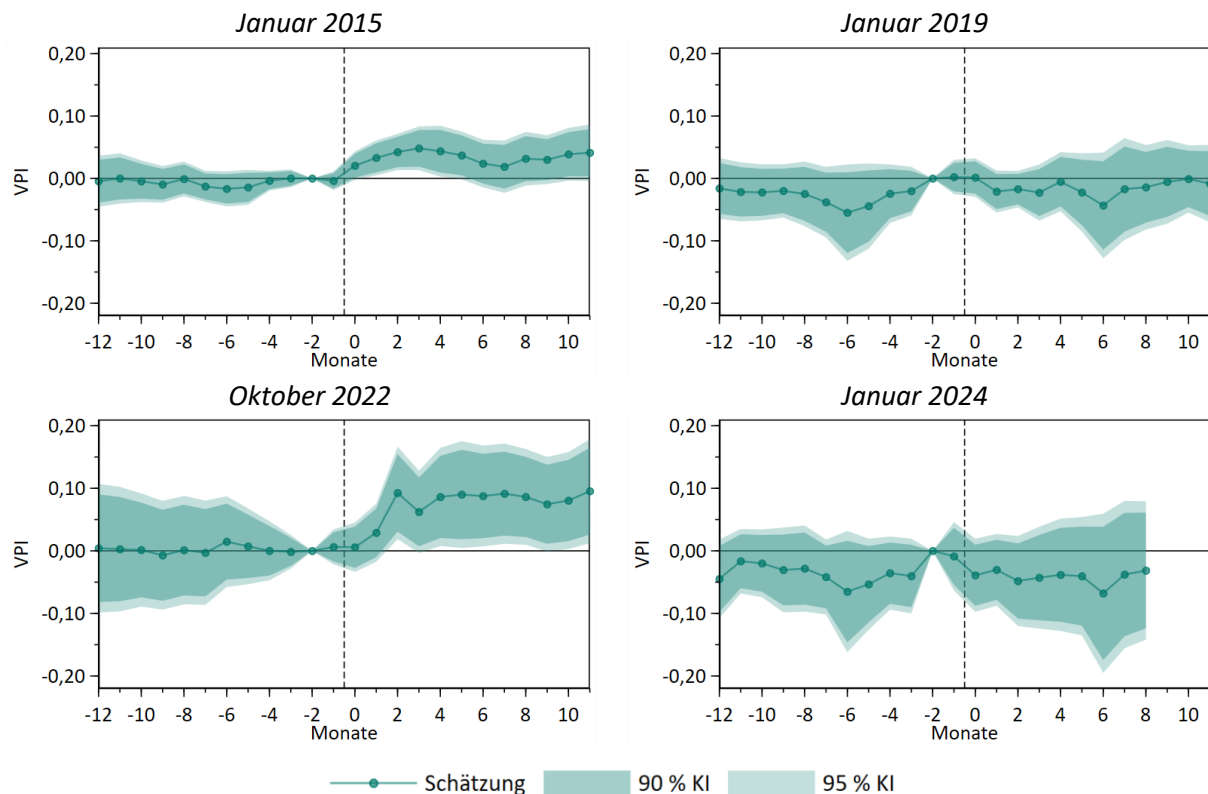
### 5.1.1 Event-Study: Ergebnisse

Zunächst wurden Events-Study-Schätzungen (Gleichung (2)) für die Einführung des Mindestlohns im Jahr 2015 und für jede der drei Erhöhungen vorgenommen, die von den VSE/VE-Daten abgedeckt werden. Dabei wurde ein 12-Monats-Fenster für das Anteilsmaß (Bite-1) bzw. das Lohnabstandsmaß (Bite-2) mit Trendbereinigung verwendet.<sup>20</sup> Die Event-Studies in Abbildung 5-1 und Abbildung 5-2 zeigen signifikante Preissteigerungen für die Einführung des Mindestlohns im Januar 2015 und die Mindestlohnerhöhung im Oktober 2022, aber keine Auswirkungen auf die Preise nach den geringeren Erhöhungen des Mindestlohns im Januar 2019 und Januar 2024. Es gibt keine Hinweise auf starke Antizipationseffekte. Die nachfolgenden Preissteigerungen in den Monaten  $t=0$ ,  $t=1$  und  $t=2$  stellen einen sogenannten „Phase-in-Effekt“ dar, bei dem die Preise einige Zeit benötigen, um sich vollständig anzupassen. Nach drei Monaten scheinen die Preise vollständig angepasst zu sein.

---

<sup>20</sup> Die Untersuchung ohne Trendbereinigung (Abbildung B-2 und Abbildung B-3 im Anhang B.1) zeigen, dass die Preise um Januar 2019 und Januar 2023 sichtbare Pretrends aufweisen.

**Abbildung 5-1**  
**Ergebnisse der trendbereinigte Event-Studies zum Effekt der Einführung und Erhöhungen des Mindestlohns auf den VPI - Bite-1 (Anteil)**



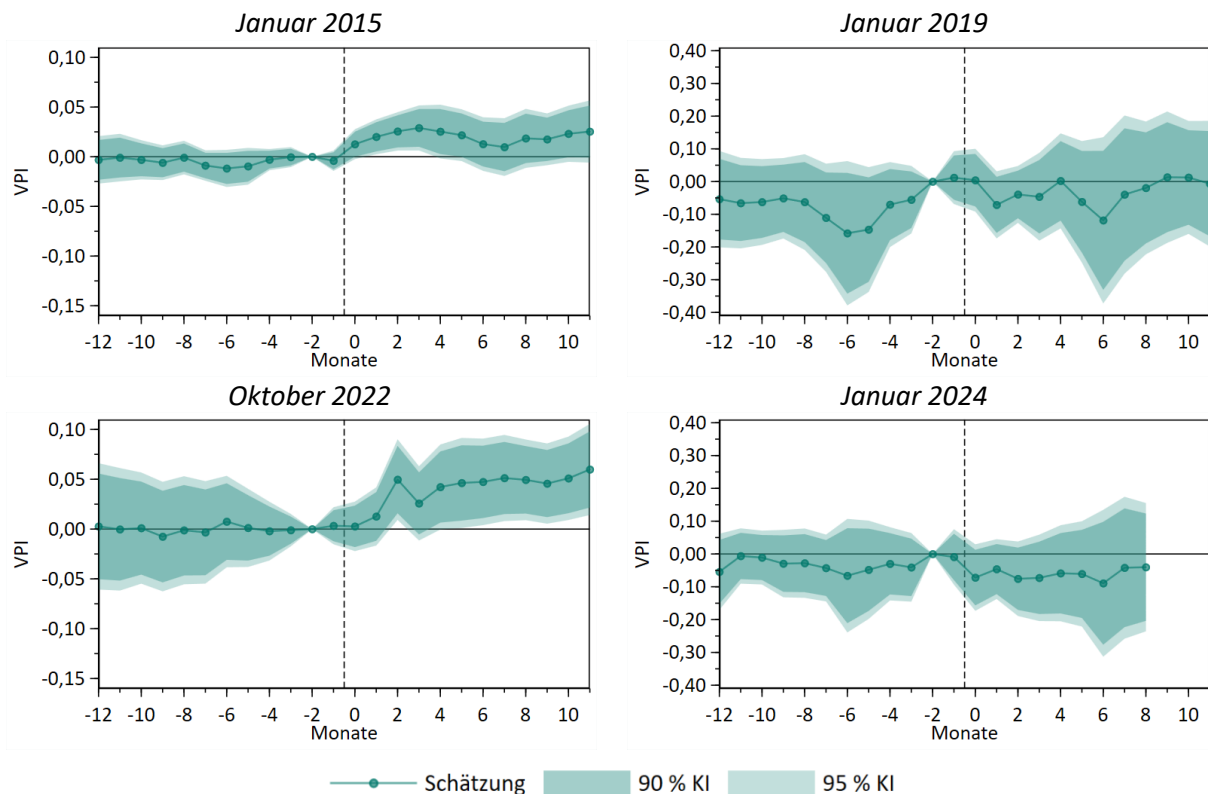
Anmerkungen: Die Abbildung zeigt die Ergebnisse der Schätzungen der DiD-Event-Study aus Gleichung (2). Die abhängige Variable ist der VPI auf der Produktmonatsebene, der für die Mindestlohneinführung und jede Erhöhung bei  $t=-2$  auf 100 normiert wurde. Der Bite wird als der Anteil der Arbeitnehmer:innen unterhalb des Mindestlohns unter Verwendung der VSE/VE-Daten berechnet (Bite-1, Anteil). Das Verfahren einer Bereinigung um Pre-Trends wird im Abschnitt B.1 im Anhang beschrieben. Die angegebenen Konfidenzintervalle basieren auf Standardfehlern, die auf der Produktebene geclustert sind.

Quelle: DIW Econ.

Die Preiserhöhungen sind kausal auf den Mindestlohn zurückzuführen und sind jeweils unmittelbar nach dessen Einführung oder Erhöhung zu beobachten. Die Anpassungsgeschwindigkeit bestätigt unsere Argumentation, dass die DiD-Schätzungen getrennt für die Einführung sowie die jeweiligen Erhöhungen des Mindestlohns erfolgen können, da die jeweiligen mindestlohnbedingten Preiserhöhungen aufgrund der Phase-in-Effekte sich nicht gegenseitig überlagern.<sup>21</sup> Die Schätzergebnisse für die beiden Bite-Maße weisen ähnliche Muster auf und unterscheiden sich hauptsächlich nur in ihrer Größenordnung, was die unterschiedlichen Einheiten der jeweiligen Maße widerspiegelt.

<sup>21</sup> Die Frage der Phase-in-Effekte ist für Einzelereignisse relevant, wird aber weiter unten im Abschnitt über gepoolte Ereignisse ausführlicher behandelt.

**Abbildung 5-2**  
**Ergebnisse der trendbereinigte Event-Studies zum Effekt der Einführung und Erhöhungen des Mindestlohns auf den VPI - Bite-2 (Abstand)**



Anmerkungen: Die Abbildung zeigt die Ergebnisse der Schätzungen der DiD-Event-Study zu Gleichung (2). Die abhängige Variable ist der VPI auf der Produktmonatsebene, der für jede Erhöhung bei  $t=-2$  auf 100 normiert wurde. Der Bite wird gemessen als der durchschnittliche Abstand der Stundenlöhne zum Mindestlohn, wobei Arbeitnehmer:innen, die nicht vom Mindestlohn betroffen sind, mit einem Wert von null berücksichtigt werden (Bite-2, Abstand). Das Verfahren mit einer Bereinigung um Pre-Trends wird im Abschnitt B.1 im Anhang beschrieben. Die angegebenen Konfidenzintervalle basieren auf Standardfehlern, die auf der Produktebene geclustert sind.

Quelle: DIW Econ.

### 5.1.2 DiD

Ergänzend zum Ansatz der Event-Studies haben wir einen traditionellen DiD-Ansatz genutzt, bei dem die Gesamtveränderung von der Vor- zur Nachperiode geschätzt wird. Der Vorteil eines traditionellen DiD-Ansatzes ist, dass er eine durchschnittliche, direkt zu interpretierende Schätzung der Auswirkungen über den gesamten Zeitraum liefert. Da die Schätzung auf einer größeren Anzahl von Datenpunkten beruht, ist sie zudem statistisch robuster. Auf der Grundlage der Ergebnisse der Event-Studies haben wir eine Periodenlänge von 12 Monaten gewählt, wobei spezifische Monate ausgeschlossen wurden (ohne Monat -1, 0 und 1), um etwaige Antizipationseffekte und Phase-In-

Effekte zu berücksichtigen. Diese Modelle wurden sowohl ohne als auch mit Trendbereinigung geschätzt.<sup>22</sup>

Die Ergebnisse stimmen mit denjenigen der Event-Study überein (Tabelle 5-1 und Tabelle 5-2): Die Mindestlohneinführung im Jahr 2015 und die Erhöhung im Oktober 2022 führen zu statistisch signifikanten Erhöhungen der Produktpreise. Für die Erhöhung im Oktober 2022 finden wir die größten Preiseffekte, was darauf zurückzuführen sein dürfte, dass diese am höchsten ausfiel. Ein weiterer möglicher Grund, warum die Mindestlohnerhöhung im Oktober 2022 die größten Effekte aufzeigt, ist wahrscheinlich der Tatsache geschuldet, dass in diesem Zeitraum bereits eine hohe Inflation herrschte. Untersuchungen außerhalb der Mindestlohnforschung deuten darauf hin, dass die Preise in Hochinflationszeiten generell empfindlicher auf Kostensteigerungen reagieren.<sup>23</sup> Umgekehrt haben die Mindestlohnerhöhungen vom Januar 2019 und Januar 2024 keine Auswirkungen, wenn man für die vorhergehenden Trends kontrolliert.

Was die Größenordnung betrifft, so führte die Einführung des Mindestlohns im Jahr 2015 zu einem Anstieg der Produktpreise um 0,42 Indexpunkte für Produkte in Sektoren, in denen 10 Prozent der Arbeitnehmer:innen vom Mindestlohn betroffen waren.. Die Erhöhung im Oktober 2022 führte zu einem Anstieg der Produktpreise um 0,83 Indexpunkte bei einem Anteil betroffener Arbeitnehmer:innen von 10 Prozent. Bei Nutzung des zweiten Betroffenheitsmaßes (Bite-2, Abstand) beträgt die geschätzte Auswirkung bei einem Lohnabstand von 10 Cent 0,25 Indexpunkte für die Einführung im Jahr 2015 und 0,47 Indexpunkte für die Erhöhung im Jahr 2022.

---

<sup>22</sup> Aus Gründen der statistischen Robustheit haben wir die Modelle zusätzlich mit einem kürzeren 6-Monats-Zeitfenster geschätzt. Da statistische Schwankungen der Residualvarianz, die in den Event-Studies erkennbar sind, gerade in kurzen Zeiträumen zu Überschätzungen der Trends und damit zu erheblich verzerrten Schätzungen in den trendbereinigten Modellen führen können, haben wir uns letztendlich für den 12 Monats-Zeitraum als zentrale Interpretationsgrundlage entschieden. Deutlich wird dieses Phänomen in Spalte (2) von Tabelle 5-1. Die negativen Schätzungen deuten auf ein allgemeines Problem bei der Verwendung der Trendbereinigung für das kürzere 6-Monats-Zeitfenster hin.

<sup>23</sup> Choudhri and Hakura (2006) finden, dass die Rate der Weitergabe von Wechselkurskosten in Hochinflationszeiten höher ist. Die Autoren argumentieren, dass in Hochinflationszeiten Kostenänderungen als einschneidender und nachhaltiger empfunden werden, was die Unternehmen dazu veranlasst, ihre Preise häufiger und in größerem Umfang anzupassen, was zu einer höheren Weitergabequote führt. Dies steht im Einklang mit den Ergebnissen der Studien von Carriere-Swallow (2023), Alvarez and Neumayer (2020) und Bobeica et al. (2019).

Tabelle 5-1

DiD-Ergebnisse zum Effekt der Einführung und Erhöhungen des Mindestlohns auf den VPI unter Anwendung von Bite-1 (Anteil)

	(1) 6 Monate	(2) 6 Monate – Trendbereinigt	(3) 12 Monate	(4) 12 Monate – Trendbereinigt
<i>Januar 2015:</i>				
<i>Einführung auf €8,50</i>				
DiD Schätzung	0,061*** (0,019)	0,014 (0,019)	0,061*** (0,021)	0,042* (0,021)
N	918	918	2142	2142
<i>Januar 2019:</i>				
<i>Erhöhung von €8,84 auf €9,19 (€0,35)</i>				
DiD Schätzung	0,048** (0,022)	-0,088*** (0,022)	0,076** (0,029)	0,010 (0,029)
N	963	963	2247	2247
<i>Oktober 2022:</i>				
<i>Erhöhung von €10,45 auf €12,00 (€1,55)</i>				
DiD Schätzung	0,080** (0,037)	0,107*** (0,037)	0,086* (0,047)	0,083* (0,047)
N	954	954	2226	2226
<i>Januar 2024:</i>				
<i>Erhöhung von €12,00 auf €12,41 (€0,41)</i>				
DiD Schätzung	0,042 (0,042)	-0,111*** (0,042)	0,063 (0,050)	-0,010 (0,050)
N	954	954	1908	1908

Anmerkungen: Die Tabelle zeigt die Ergebnisse der DiD-Schätzungen von Gleichung (1). Die abhängige Variable ist der VPI auf der Produktmonatsebene, der für jede Mindestlohnerhöhung bei  $t=-2$  auf 100 normiert wurde. Der Bite wird als der Anteil der Arbeitnehmer:innen unterhalb des Mindestlohns unter Verwendung der VSE/VE-Daten berechnet (Bite-1, Anteil). Die Monate  $t=-1$ , 0 und 1 werden in allen Regressionen weggelassen, um mögliche Antizipations- und Phase-in-Effekte von den Schätzungen auszuschließen. Die Spalten (1) und (3) zeigen Schätzungen mit 6- bzw. 12-Monats-Fenstern. Die Spalten (2) und (4) zeigen 6- und 12-Monats-Fenster mit einer Bereinigung um Pre-Trends (siehe Abschnitt B.1 im Anhang). In den Spalten (3) und (4) ist der Zeitraum nach dem Treatment für Januar 2024 auf 9 Monate begrenzt. In Klammern werden die Standardfehler, die auf der Produktebene geclustert sind, angegeben. Die Anzahl der ECOICOP-Produkte variiert leicht zwischen den Schätzungen. Sie beträgt 102 für 2015, 107 für 2019, 106 für 2022 und 2024. In Abschnitt B.7 im Anhang sind die von jeder Schätzung ausgeschlossenen Produkte und der Ausschlussgrund aufgeführt. Statistische Signifikanzniveaus: \*  $p < 0,10$ , \*\*  $p < 0,05$ , \*\*\*  $p < 0,01$ .

Quelle: DIW Econ.

Tabelle 5-2

DiD Ergebnisse zum Effekt der Einführung und Erhöhungen des Mindestlohns auf den VPI unter Anwendung von Bite-2 (Abstand)

	(1) 6 Monate	(2) 6 Monate – Trendbereinigt	(3) 12 Monate	(4) 12 Monate – Trendbereinigt
<i>Januar 2015:</i>				
<i>Einführung auf €8,50</i>				
DiD Schätzung	0,040*** (0,013)	0,006 (0,013)	0,042*** (0,015)	0,025* (0,015)
N	918	918	2142	2142
<i>Januar 2019:</i>				
<i>Erhöhung von €8,84 auf €9,19 (€0,35)</i>				
DiD Schätzung	0,161** (0,063)	-0,256*** (0,063)	0,246*** (0,089)	0,046 (0,089)
N	963	963	2247	2247
<i>Oktober 2022:</i>				
<i>Erhöhung von €10,45 auf €12,00 (€1,55)</i>				
DiD Schätzung	0,034* (0,019)	0,053*** (0,019)	0,037 (0,026)	0,047* (0,026)
N	954	954	2226	2226
<i>Januar 2024:</i>				
<i>Erhöhung von €12,00 auf €12,41 (€0,41)</i>				
DiD Schätzung	0,063 (0,072)	-0,135* (0,072)	0,118 (0,083)	-0,030 (0,083)
N	954	954	1908	1908

Anmerkungen: Die Tabelle zeigt die Ergebnisse der DiD-Schätzungen von Gleichung (1). Die abhängige Variable ist der VPI auf der Produktmonatebene, der für jede Mindestlohnerhöhung bei  $t=-2$  auf 100 normiert wurde. Der Bite wird gemessen als der durchschnittliche Abstand der Stundenlöhne zum Mindestlohn, wobei Arbeitnehmer:innen, die nicht vom Mindestlohn betroffen sind, mit einem Wert von null berücksichtigt werden (Bite-2, Abstand). Die Monate  $t=-1$ , 0 und 1 werden in allen Regressionen weggelassen, um mögliche Antizipations- und Phase-in-Effekte von den Schätzungen auszuschließen. Die Spalten (1) und (3) zeigen Schätzungen mit 6- bzw. 12-Monats-Fenstern. Die Spalten (2) und (4) zeigen 6- und 12-Monats-Fenster mit einer Bereinigung um Pre-Trends (siehe Abschnitt B.1 im Anhang). In den Spalten (3) und (4) ist der Zeitraum nach dem Treatment für Januar 2024 auf 9 Monate begrenzt. In Klammern werden die Standardfehler, die auf der Produktebene geclustert sind, angegeben. Die Anzahl der ECOICOP-Produkte variiert leicht zwischen den Schätzungen. Sie beträgt 102 für 2015, 107 für 2019, 106 für 2022 und 2024. In Abschnitt B.7 im Anhang sind die von jeder Schätzung ausgeschlossenen Produkte und der Ausschlussgrund aufgeführt. Statistische Signifikanz: \*  $p < 0,10$ , \*\*  $p < 0,05$ , \*\*\*  $p < 0,01$ .

Quelle: DIW Econ.

### 5.1.3 Oktober 2022 im Fokus

Die Mindestlohnerhöhung vom Oktober 2022, für die wir die größten Effekte schätzen und die den höchsten Bite aufweist, wird im Folgenden eingehender untersucht, da sie zu Zeiten einer starken Inflation, insbesondere bei Energie und Lebensmitteln, nach Beginn des russischen Angriffskrieges auf die Ukraine und den Folgen der Covid-19-Pandemie umgesetzt wurde. Darüber hinaus wurde der Mindestlohn, wie aus Tabelle 1-1 ersichtlich, im Jahr 2022 dreimal angepasst, und zwar im Januar um 0,22 Euro, im Juli um 0,63 Euro und im Oktober um 1,55 Euro, so dass die Erhöhung zwischen Januar und Oktober insgesamt 2,40 Euro bzw. 25 Prozent im Vergleich zum Juli 2021 betrug. Um einen umfassenderen Überblick über die Preisentwicklung im Jahr 2022 als Reaktion auf die Mindestlohnerhöhungen zu erhalten, untersuchen wir in diesem Unterkapitel ein auf Gleichung (2) basierendes Event-Study-Modell des gesamten Jahres 2022. Hierfür wurde Gleichung (2) so angepasst, dass November 2021, der allen drei Mindestlohnänderungen und dem russischen Angriffskrieg auf die Ukraine vorausging, als Basismonat verwendet wird. In dieser Analyse verzichten wir auf die Trendbereinigung, da der Nachbeobachtungszeitraum für die Projektion eines Trends ab November 2021 recht lang ist und eine Fehlschätzungen des Trends über diesen langen Zeitraum zu großen Verzerrungen führen könnte.

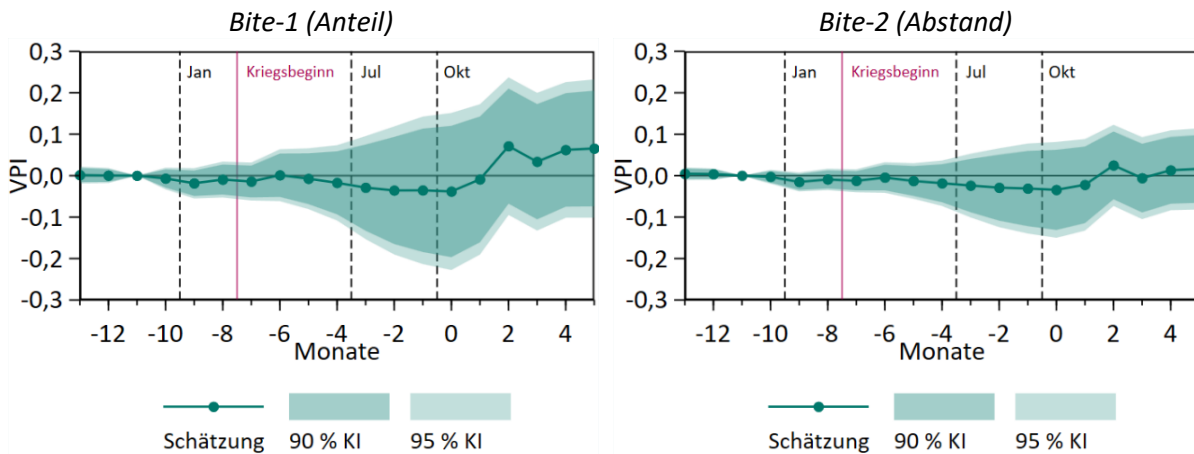
Aus Abbildung 5-3 geht hervor, dass die Preise in 2022 zwar allgemein stark gestiegen sind, diese aber mit Ausnahme der Mindestlohnerhöhung zum Oktober 2022 offenbar nicht nennenswert auf irgendein Ereignis reagieren. Dies steht im Einklang damit, dass die Oktobererhöhung die bei weitem größte der drei Mindestlohnerhöhungen war und deutet auch darauf hin, dass der russische Angriffskrieg auf die Ukraine, obwohl er das allgemeine Preisniveau beeinflusste (vor allem durch Lebensmittel- und Energiepreise), scheinbar Produkte mit hohem Bite nicht stärker betroffen hat als Produkte mit niedrigem Bite. Überraschend hatte die Mindestlohnanhebung im Juli, die mit 0,65 Euro eine relativ große Erhöhung war, keine beobachtbare Auswirkung auf die Preise. Es ist möglich, dass die Arbeitgeber:innen in Erwartung der viel größeren Erhöhung nur drei Monate später beschlossen haben, jegliche Preisanpassung bis dahin aufzuschieben. Sollte dies der Fall sein, könnte die im Oktober beobachtete Auswirkung als kumulative Wirkung beider Erhöhungen interpretiert werden.<sup>24</sup> Die Tatsache, dass die Schätzungen im Event-Study-Modell für das Jahr 2022 statistisch nicht signifikant verschieden von Null sind, bedeutet nicht zwangsläufig, dass es keine Auswirkungen aller drei Mindestlohnerhöhungen zusammen gab. Aus früheren Schätzungen wissen wir, dass der Oktober 2022

---

<sup>24</sup> Unser Maß ist so konstruiert, dass der Bite für Oktober 2022 den Anteil der Arbeitnehmer:innen erfasst, die im April 2022 einen Stundenlohn von weniger als 12,00 Euro verdienen, und daher tatsächlich den kumulativen Bite von Juli und Oktober 2022 misst.

für sich genommen eine Auswirkung hatte (siehe oben). Diese werden im langen Beobachtungszeitraum seit dem Basismonat (November 2021) aber durch andere nicht mit den Erhöhungen verbundene Preisdynamiken überlagert. Dadurch werden die Konfidenzintervalle größer und die Schätzungen schwächer.

**Abbildung 5-3**  
**Event-Study Schätzungen zum Effekt der drei Erhöhungen des Mindestlohns im Jahr 2022 auf den VPI**



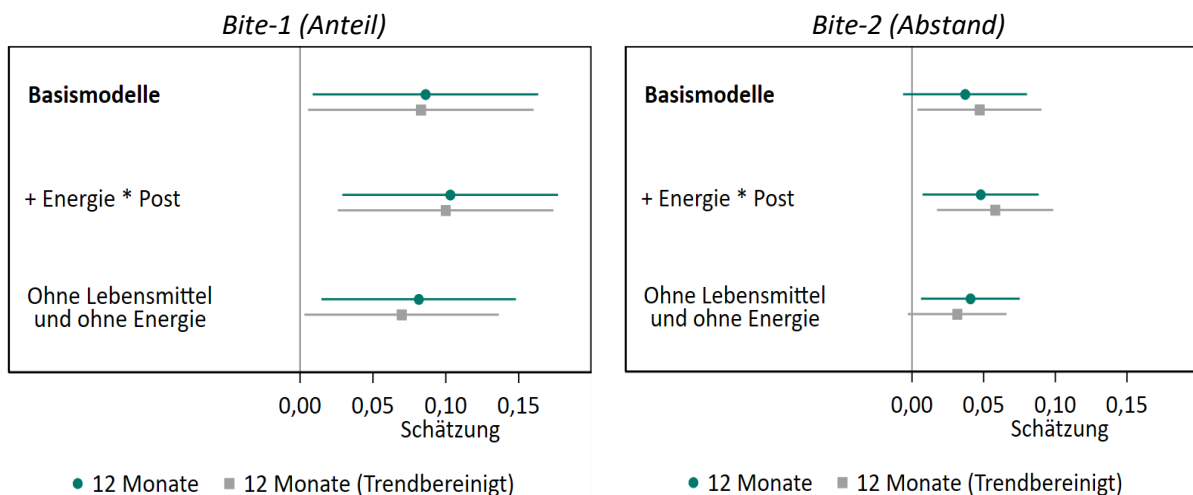
Anmerkungen: Die Abbildung zeigt Schätzungen, die durch Anpassung der Schätzungen der DiD-Event-Study von Gleichung (2) erstellt wurden, um die kumulativen Auswirkungen aller drei Mindestlohnänderungen im Januar, Juli und Oktober 2022 zu erfassen. Letztere werden durch die gestrichelten vertikalen Linien repräsentiert. Die rote vertikale Linie ‚Kriegsbeginn‘ markiert den Februar 2022, den Beginn des russischen Angriffskrieges auf die Ukraine. Die abhängige Variable ist der VPI auf Produktmonatebene, normiert auf 100 bei  $t=-11$  (November 2021). Der Bite wird berechnet als der Anteil der Arbeitnehmer:innen unter dem Mindestlohn (Bite-1, Anteil) als der durchschnittliche Abstand der Stundenlöhne zum Mindestlohn, wobei Arbeitnehmer:innen, die nicht vom Mindestlohn betroffen sind, mit einem Wert von null berücksichtigt werden (Bite-2, Abstand), gemessen anhand der VSE/VE-Daten. Die Standardfehler sind auf der Produkt-Erhöhung Ebene geclustert.

Quelle: DIW Econ.

Um zu prüfen, inwiefern unsere bisherigen DiD-Schätzungen für Oktober 2022 auf die Auswirkungen des Mindestlohns oder auf Veränderungen bei den Energie- und Lebensmittelpreisen als eine verzögerte Auswirkung des russischen Angriffskrieges auf die Ukraine und der damit verbundenen Preisschwankungen im Jahresverlauf zurückzuführen sind, schätzen wir in Abbildung 5-4 das DiD-Modell aus Unterkapitel 5.1.2 nochmals für Oktober 2022 mit mehreren zusätzlichen Modellspezifikationen. Erstens nehmen wir eine Variable für die Energieintensität der Produktebene und die Interaktion dieser Variable mit dem Bite des Mindestlohns auf. Wenn die beobachteten Preiserhöhungen auf eine zufällige, nicht berücksichtigte Änderung der Energiepreise nach Oktober 2022 zurückzuführen wären, sei es aufgrund der Mehrwertsteueränderung oder aus anderen Gründen, dann würde man erwarten, dass diese Interaktion dies in der DiD-Schätzung zum Ausdruck bringt. Tatsächlich bleibt die DiD-Schätzung aber im Vergleich zum Basismodell weitgehend unverändert. Die Energie-Interaktion selbst fällt klein aus, was darauf hindeutet, dass der Preisanstieg

nicht auf energieintensive Produkte zurückzuführen ist. Zweitens führen wir zur weiteren Überprüfung unseres Modells die Regressionen noch einmal durch, schließen dabei aber sowohl Nahrungsmittel als auch Energie aus der Stichprobe aus. Wenn die Energie-/Nahrungsmittelkrise unsere Ergebnisse beeinflussen würde, würde der Ausschluss dieser Produkte den Effekt eliminieren. Die Schätzungen scheinen jedoch robust gegenüber dem Ausschluss dieser Produkte zu sein.

**Abbildung 5-4**  
**Sensitivität der DiD-Ergebnisse des Bite-Schätzers für die Erhöhung des Mindestlohns im Oktober 2022 auf den VPI gegenüber Faktoren im Zusammenhang mit der Energiekrise**



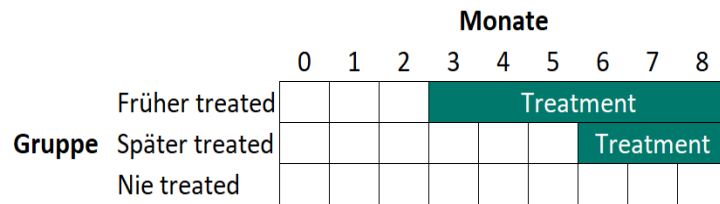
Anmerkungen: Die Abbildung zeigt DiD-Schätzungen von Gleichung (1) für die Mindestlohnerhöhung vom Oktober 2022. Die abhängige Variable ist der VPI auf der Ebene der Produktmonate, der bei  $t=-2$  auf 100 normiert wurde. Die Schätzungen werden unter Verwendung eines 12-Monats-Fensters mit einer Bereinigung um Pre-Trends (siehe Abschnitt B.1 im Anhang) vorgenommen. Der Bite wird berechnet als der Anteil der Arbeitnehmer:innen unterhalb des Mindestlohns (Bite-1, Anteil) und als der durchschnittliche Abstand der Stundenlöhne zum Mindestlohn, wobei Arbeitnehmer:innen, die nicht vom Mindestlohn betroffen sind, mit einem Wert von null berücksichtigt werden (Bite-2, Abstand), gemessen mit VSE/VE-Daten. Die Monate  $t=-1, 0$  und  $1$  werden in allen Regressionen weggelassen, um mögliche Antizipations- und Phase-in-Effekte von den Schätzungen auszuschließen. Die Balken stellen die 90 prozentige-Konfidenzintervalle auf der Grundlage von Standardfehlern dar, die auf der Produktebene geclustert sind. Jede Zeile zeigt (i) das Basismodell, (ii) die Einbeziehung der Energieintensität und der Energieintensität in Wechselwirkung mit dem Post-Variable, (iii) das Weglassen sowohl von Lebensmitteln als auch von Energieprodukten. Die Energieintensität nach Produkten basiert auf Schätzungen des britischen Office for National Statistics (UK ONS, 2023).

Quelle: DIW Econ.

## 5.2 Pooled Events

In Anbetracht der jüngsten Fortschritte in der DiD-Literatur zu staggered DiD-Methoden ist es an dieser Stelle wichtig zu betonen, dass im Falle der Mindestlohnerhöhungen in Deutschland kein Setting gestaffelter Politikimplementierung vorliegt. Ein staggered Treatment liegt vor, wenn einige Einheiten der Treatment-Gruppe früher vom Mindestlohn betroffen sind als andere (Abbildung 5-5).

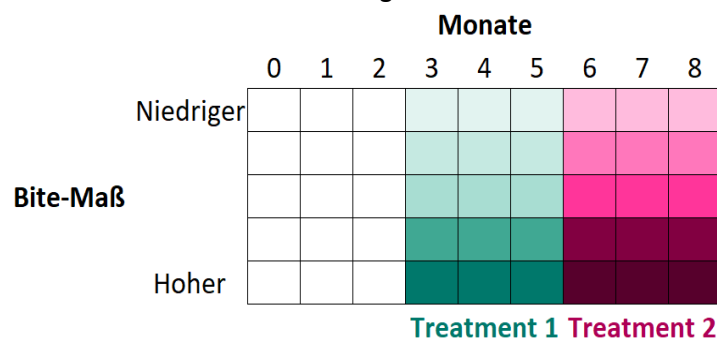
Abbildung 5-5  
Beispiel für eine gestaffelte Behandlung (staggered Treatment)



Quelle: DIW Econ.

Viele neue Ansätze sind für diese Situation geeignet (z.B. Callaway & Sant’Anna, 2021). Im Fall der Auswirkungen der Mindestlohneinführung und -erhöhungen auf Produktebene handelt es sich jedoch nicht um ein Staggered-Treatment, da alle Einheiten gleichzeitig getreated werden (z.B im Jahr 2015) und dann zu einem späteren Zeitpunkt (z.B. im Jahr 2017) alle Einheiten erneut getreated werden. Es handelt sich dabei vielmehr um eine Situation *wiederholter* kontinuierlicher Betroffenheit vom Mindestlohn (Abbildung 5-6).

Abbildung 5-6  
Beispiel für eine wiederholte kontinuierliche Behandlung



Quelle: DIW Econ.

In Fällen, in denen die Treatments nicht hoch korreliert sind, kann in einem solchen Fall trotzdem ein staggered Ansatz konstruiert werden (z.B über Regionen in Caliendo, Pestel, et al., 2023). Tabelle 4-2 hat jedoch gezeigt, dass die Bite-Maße über die Sektoren hinweg stark korreliert sind und daher nicht als eine staggered Treatment genutzt werden können. Würde ein ähnlicher Ansatz wie bei Caliendo, Pestel, et al. (2023) genutzt, könnten nur 6 unserer 110 Produkte als „Switchers“ eingestuft werden, wenn Bite-1 (Anteil) verwendet wird, und 8 Sektoren, wenn Bite-2 (Abstand) verwendet wird. Dies ist eine deutlich zu niedriger Zahl für belastbare Schätzungen.

Daher sind in diesem Umfeld auch neuere staggered DiD-Ansätze, die heterogene Treatment-Effekte zulassen (z.B. Borusyak et al., 2024; Callaway & Sant’Anna, 2021; Sun & Abraham, 2021) nicht geeignet. Darüber hinaus ist die Verwendung von two-way fixed effects aus ähnlichen Gründen, wie im Fall des staggered-DiD-Ansatzes, nicht geeignet (vgl. Goodman-Bacon, 2021). Um die durchschnittlichen Auswirkungen über alle Mindestlohnänderungen hinweg zu bewerten, nutzen wir stattdessen einen

stacked („gestapelten“) DiD-Ansatz, ähnlich dem Ansatz von Cengiz et al. (2019). Eine stacked Regression ist eine Methode zur Kombination von Koeffizienten mehrerer Regressionen, um Durchschnittswerte für verlässlichere Schätzungen zu erzielen. In einem ersten Schritt werden die Datensätze der Zeiträume, die in jeder Einzeleventregression verwendet werden, zusammengeführt, um einen großen stacked Datensatz zu erstellen. Anschließend verwenden wir diesen stacked Datensatz zur Schätzung gepoolter Koeffizienten mithilfe von DiD- und Event-Study Regressionen. Die Event-Study hat die gleiche Form wie Gleichung (2), jedoch mit einem zusätzlichen tiefgestellten Index für jede Mindestlohnerhöhung  $r$ :

$$Price_{p,t,r} = \alpha + \sum_{t \neq t_b} \beta_t (Bite_{p,r} \times T_{t,r}) + \gamma Bite_{p,r} + T_{t,r} + \varepsilon_{p,t,r} \quad (3)$$

dabei ist  $Price_{p,t,r}$  der VPI für das Produkt  $p$  im Monat  $t$  (relativ zum Einführungsmonat) der Erhöhung  $r$ ,  $Bite_{p,r}$  ist der für die Erhöhung  $r$  gemessene Bite auf Produktebene, und  $T_{t,r}$  sind Dummyvariablen für jeden Monat  $t$  seit Einführung der Erhöhung  $r$ .

Stacked DiD-Regressionen werden auch in der Literatur zu staggered DiD diskutiert. Eine sorgfältige Definition der Kontrollgruppen sowie der Beobachtungsperioden (Zeitfenster) muss erfolgen, um unsaubere Vergleiche zu vermeiden (z.B. Sun & Abraham, 2021; Wooldridge, 2021). Das Hauptproblem besteht darin, dass zuvor getreatete Beobachtungen schlechte Kontrolleinheiten für die nächste Mindestlohnanhebung darstellen könnten, da sie aufgrund der zeitlichen Nachwirkungen der vorherigen Anhebung immer noch anhalten (Verletzung der CTA). Cengiz et al. (2019) gehen dieses Problem an, indem sie sicherstellen, dass die Kontrollgruppe für jedes Treatment (Erhöhung des Mindestlohns auf Bundesebene) nur (a) nie getreatete Einheiten oder (b) Einheiten umfasst, die deren Treatment weit genug zurück in der Vergangenheit liegt, so dass Nachwirkungen kein Problem mehr darstellen sollten.

In unserem Fall haben wir jedoch eine kontinuierliche Treatment-Variable, so dass es keine niemals vollständig nicht-getreateten Einheiten gibt, die als Kontrollen für mehrere Erhöhungen dienen können. Stattdessen achten wir besonders darauf, dass die vorangegangenen Treatments lange genug zurückliegen, um Überschneidungen zwischen den Zeiträumen vor und nach den nachfolgenden Erhöhungen zu vermeiden. Dafür treffen wir die Annahme, dass die Effekte der Mindestlohnanhebung der Vorperiode ab einem bestimmten Zeitpunkt nicht mehr nachwirken. Diese Annahme ist angemessen, da wir Preise betrachten, die sich im Gegensatz zu vielen Arbeitsmarktindikatoren schnell anpassen. In den Wirtschaftswissenschaften ist bekannt, dass Preise unmittelbar, d.h. in der Regel innerhalb von 3-6 Monaten auf Kostenerhöhungen reagieren (z.B. Frey & Manera, 2007; Meyer & Von Cramon-Taubadel, 2004; Peltzman, 2000). Diese Annahme wird auch durch unsere Event-Study

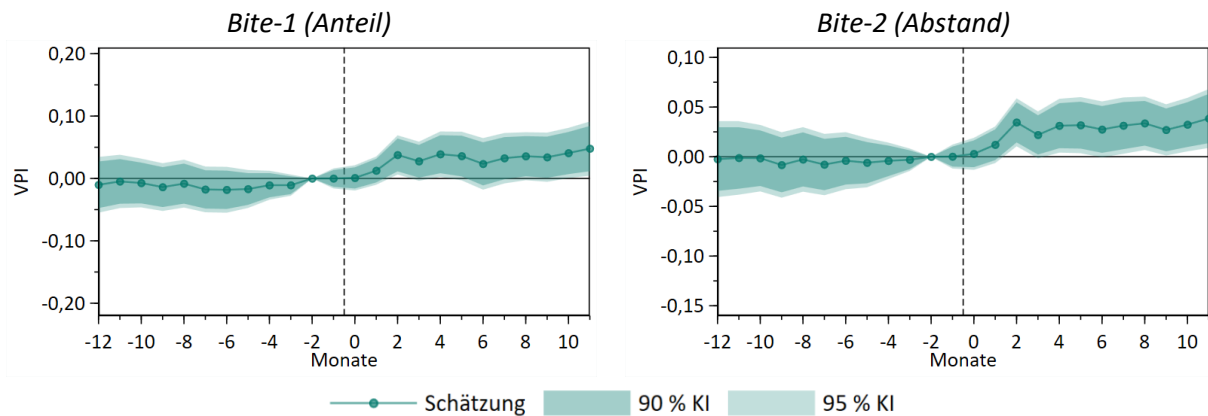
Analysen gestützt. Sie zeigen, dass (i) die Anpassungen recht schnell erfolgten und innerhalb weniger Monate abgeschlossen waren, und dass (ii) die Auswirkungen kleinerer Änderungen nur im begrenzten Umfang gewirkt zu haben scheinen. Daher haben wir Eventfenster von 6 und 12 Monaten gewählt, die genügend Spielraum bieten, um die Auswirkungen einer Mindestlohnerhöhung zu erfassen und gleichzeitig Überschneidungen weitgehend zu vermeiden. Trotzdem kommt es bei diesen Eventfenster in wenigen Fällen immer noch zu gewissen Überschneidungen zwischen den Zeiträumen nach der letzten Erhöhung und den Eventfenstern vor der nächsten Mindestlohnerhöhung, insbesondere bei den jüngsten Erhöhungen, die häufiger vorkommen. In Fällen von Überschneidungen können Beobachtungen im stacked Ansatz dupliziert werden, so dass sie sowohl als Ex-post-Betrachtungen als auch als Ex-ante-Betrachtungen für verschiedene Mindestlohnanhebungen im Datensatz genutzt werden. Angesichts der aus der Analyse des Events ersichtlichen geringen Auswirkungen der kleineren gebündelten Anpassungen sehen wir dies nicht als ein großes Problem. Eine mögliche Ausnahme ist die Erhöhung zum Juli 2022, die selbst keine großen Auswirkungen zu haben scheint, aber nur 3 Monate vor der vergleichsweise großen Erhöhung im Oktober 2022 liegt. Aus diesem Grund schließen wir den Juli 2022 aus der stacked Regression aus.

Wir schätzen eine gepoolte Spezifikation mit den vier anhand den VSE/VE-Daten abbildbaren Mindestlohnanhebungen, die mindestens 12 Monate auseinander liegen. Die Ergebnisse der Pooled Event-Study, die in Abbildung 5-7 dargestellt sind, zeigen einen durchschnittlich signifikanten positiven Effekt über die Mindestlohneinführung und die drei Erhöhungen hinweg. Der Effekt scheint in den drei Monaten nach der Einführung bzw. Erhöhung eher zuzunehmen und sich dann auf diesem Niveau zu stabilisieren.

Eine Übersicht der Ergebnisse der DiD-Auswertungen für gepoolte Events ist in Tabelle 5-3 aufgeführt. Die DiD für das 12-Monats-Fenster ergibt statistisch signifikanten Schätzwert von 0,046 Indexpunkten für Bite-1 (Anteil) und 0,035 Indexpunkten für Bite-2 (Abstand). Die Schätzungen liegen daher relativ nahe am arithmetischen Mittel der separaten Schätzungen für die Mindestlohneinführung 2015 und die Anhebungen in den Jahren 2019, 2022 und 2024.

**Abbildung 5-7**

**Ergebnisse der trendbereinigte Pooled Event-Study Analyse zum Effekt des Mindestlohns im Januar 2015, 2019, 2024 und Oktober 2022 auf den VPI**



Anmerkungen: Die Abbildung zeigt die Ergebnisse der stacked DiD-Event-Study zur Schätzung von Gleichung (3) über die Einführung und drei Anhebungen (Januar 2015, Januar 2019, Oktober 2022 und Januar 2024). Die abhängige Variable ist der VPI auf der Produktmonatsebene, der für jede Anhebung bei  $t=-2$  auf 100 normiert wurde. Der Bite wird berechnet als der Anteil der Arbeitnehmer:innen unterhalb des Mindestlohns (Bite-1, Anteil) oder als der durchschnittliche Abstand der Stundenlöhne zum Mindestlohn, wobei Arbeitnehmer:innen, die nicht vom Mindestlohn betroffen sind, mit einem Wert von null berücksichtigt werden (Bite-2, Abstand). Beide Indikatoren werden anhand der VSE/VE-Daten berechnet. Die Bereinigung um Pre-Trends ist in Abschnitt B.1 im Anhang beschrieben. Die angegebenen Konfidenzintervalle basieren auf Standardfehlern, die auf der Produkt-Erhöhung Ebene geclustert sind.

Quelle: DIW Econ.

Tabelle 5-3

Ergebnisse der Pooled Events DiD-Schätzung zum Effekt des Mindestlohns im Januar 2015, 2019, 2024 und Oktober 2022 auf den VPI

	(1) 6 Monate	(2) 6 Monate – Trendbereinigt	(3) 12 Monate	(4) 12 Monate – Trendbereinigt
<i>Bite-1 (Anteil)</i>				
DiD Schätzung	0,063*** (0,017)	0,015 (0,018)	0,076*** (0,022)	0,046** (0,021)
N	3789	3789	8523	8523
<i>Bite-2 (Abstand)</i>				
DiD Schätzung	0,038*** (0,013)	0,025** (0,013)	0,044*** (0,017)	0,035** (0,016)
N	3789	3789	8523	8523

Anmerkungen: Die Tabelle zeigt die stacked DiD-Schätzungen von Gleichung (3) über die Einführung und drei Anhebungen (Januar 2015, Januar 2019, Oktober 2022 und Januar 2024). Die abhängige Variable ist der VPI auf der Produktmonatebene, der für jede Anhebung bei  $t=-2$  auf 100 normiert wurde. Der Bite wird berechnet als der Anteil der Arbeitnehmer:innen unterhalb des Mindestlohns (Bite-1, Anteil) oder als der durchschnittliche Abstand der Stundenlöhne zum Mindestlohn, wobei Arbeitnehmer:innen, die nicht vom Mindestlohn betroffen sind, mit einem Wert von null berücksichtigt werden (Bite-2, Abstand). Beide Indikatoren werden anhand der VSE/VE-Daten berechnet. Die Monate  $t=-1, 0$  und  $1$  werden in allen Regressionen weggelassen, um mögliche Antizipationseffekte und Phase-in-Effekte der Schätzungen zu vermeiden. Die Spalten (1) und (3) zeigen Schätzungen mit 6- bzw. 12-Monats-Fenstern mit einer Bereinigung um Pre-Trends (siehe Abschnitt B.1 im Anhang). Die Spalten (2) und (4) zeigen 6- und 12-Monats-Fenster mit einer Anpassung für Pre-Trends (siehe Abschnitt B.1 im Anhang). In den Spalten (3) und (4) ist der Zeitraum nach dem Treatment für Januar 2024 auf 9 Monate begrenzt. Standardfehler, die auf der Ebene der Produkt-Erhöhung geclustert sind, werden in Klammern angegeben. Die Anzahl der ECOICOP-Produkte variiert leicht zwischen den Schätzungen. Sie beträgt 102 für 2015, 107 für 2019, 106 für 2022 und 2024. Im Anhang, Abschnitt B.7, sind die von jeder Schätzung ausgeschlossenen Produkte und der Grund für diesen Ausschluss aufgeführt. Statistische Signifikanz: \*  $p < 0,10$ , \*\*  $p < 0,05$ , \*\*\*  $p < 0,01$ .

Quelle: DIW Econ.

### 5.3 Kontrafaktische Berechnungen

Unsere Schätzungen im vorangegangenen Abschnitt liefern die durchschnittlichen Auswirkungen einer Erhöhung des Bites um einen Prozentpunkt auf den VPI auf Produktebene. Um jedoch die Auswirkungen einer bestimmten Mindestlohnerhöhung auf den durchschnittlichen VPI zu bestimmen, müssen wir zusätzlich (i) den tatsächlichen Bite für jedes Produkt (und nicht nur eine Erhöhung um einen Prozentpunkt) und (ii) den Beitrag der Preise jedes Produkts zum durchschnittlichen VPI gemäß der Gewichtung nach den Ausgabenanteilen für den durchschnittlichen deutschen Haushalt berücksichtigen.

Um die Ergebnisse greifbar und verständlich darzustellen, schätzen wir die Auswirkungen der Änderungen des Mindestlohns auf den durchschnittlichen VPI, indem wir einen „kontrafaktischen“ VPI

berechnen, d. h. den VPI, der ohne die Mindestlohneinführung oder -erhöhung gemessen worden wäre. Für eine gegebene Erhöhung multiplizieren wir den tatsächlich beobachteten Bite für jedes Produkt mit deren geschätzten Preiseffekten aus den Event-Studies. Anschließend subtrahieren wir diese Auswirkungen vom beobachteten VPI für dieses Produkt pro Monat, um einen kontrafaktischen VPI je Produkt zu erhalten, den wir dann zum durchschnittlichen VPI aggregieren, wobei wir sie nach dem offiziellen Schema von Destatis gewichten.<sup>25</sup>

Abbildung 5-8 vergleicht den tatsächlichen VPI-Index mit einem kontrafaktischen VPI auf der Grundlage unserer Schätzungen. Die durchschnittliche Differenz zwischen dem tatsächlichen und dem kontrafaktischen VPI in der Zeit nach der Einführung (ohne  $t=0,1$ ) beträgt etwa 0,48 (0,40) Indexpunkte für die Einführung im Januar 2015 und 1,49 (1,36) Indexpunkte im Fall der Erhöhung im Oktober 2022 unter Verwendung von Bite-1 (Anteil) (Bite-2, Abstand). Die Abbildungen zeigen ebenfalls die 12-Monats-Inflation für denselben Zeitraum zum Vergleich. Sowohl die Größenordnung als auch die statistische Unsicherheit zwischen Bite-1 (Anteil) und Bite-2 (Abstand) sind äußerst ähnlich.<sup>26</sup> Daher konzentrieren sich die weiteren Ergebnisse ab diesem Punkt nur auf Bite-1 (Anteil). Alle Ergebnisse, die Bite-2 (Abstand) verwenden, sind im Anhang Abschnitt B.10 aufgeführt.

Verglichen mit der tatsächlichen Inflation in 2015 und 2022 ist die Auswirkung der Mindestlohneinführung bzw. -erhöhung mit fast 50 und 20 Prozent bedeutend. Ein weiterer Blickwinkel auf das Ausmaß kann durch eine einfache Verhältnisrechnung angestellt werden. Die Anhebung des Mindestlohns von 10,45 Euro auf 12,00 Euro im Oktober 2022 bedeutet einen Anstieg um 14,5 Prozent. Diese Erhöhung führte zu einem Anstieg des VPI um 1,45 Indexpunkte. Linear betrachtet, kann man ableiten, dass eine Erhöhung des Mindestlohns um 10 Prozent zu einem Anstieg des VPI um 1 Indexpunkt führen würde.<sup>27</sup> Dieser Wert bewegt sich im Mittelfeld vergleichbarer Ergebnisse in der bestehenden Literatur, wobei wir einen der wenigen Effekte berichten können, der sich auf die gesamte Volkswirtschaft bezieht (siehe Tabelle 2-1 in Kapitel 2). Eine ähnliche Betrachtung

---

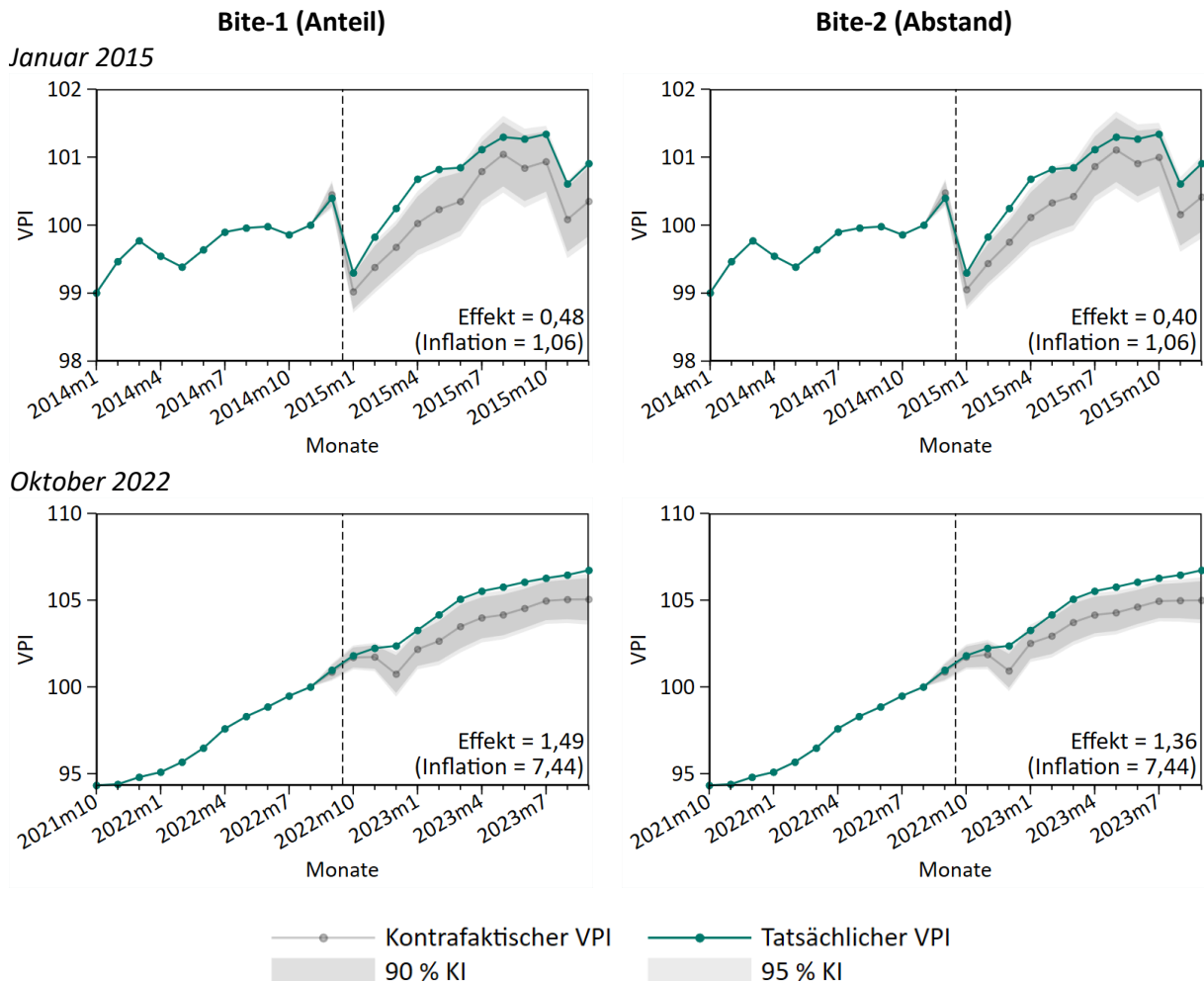
<sup>25</sup> Unser tatsächlicher VPI-Index basiert nur auf Produkten, die Bite-Maß haben, damit er mit dem kontrafaktischen VPI vergleichbar ist. Aus diesem Grund ist er nicht ganz identisch mit den offiziellen Statistiken.

<sup>26</sup> Dies liegt daran, dass die kontrafaktischen Effekte den Gesamteffekt der Erhöhung anstatt eines Effekts pro Einheit des jeweiligen Bite-Maßes darstellen. Damit hängt ihre Größenordnung nicht von den Einheiten der jeweiligen Bite-Maße ab, wie es bei den jeweiligen Regressionsschätzungen der Fall war.

<sup>27</sup> Unter der Annahme, dass die Schätzung für Oktober 2022 tatsächlich die kumulative Wirkung sowohl der Juli-Erhöhung als auch der Oktober-Erhöhung erfasst, ist der geschätzte Anstieg des VPI um 1,45 Indexpunkte auf eine Erhöhung des Mindestlohns um 22 Prozent (von 9,82 Euro auf 12,00 Euro) zurückzuführen. In diesem Fall wäre der entsprechende Effekt einer 10-prozentigen Erhöhung des Mindestlohns ein Anstieg des VPI um 0,66 Indexpunkte.

für die Einführung 2015 oder das gepoolte Modell gestaltet sich schwieriger, da der prozentuale Anstieg 2015 ohne eindeutiges Startniveau nicht beziffert werden kann.

**Abbildung 5-8**  
**Ergebnisse der kontrafaktischen Analyse zu den Auswirkungen des Mindestlohns auf den VPI**



Anmerkungen: Die Abbildung zeigt den tatsächlichen VPI im Vergleich zum geschätzten kontrafaktischen VPI und die Konfidenzintervalle des 90-prozentigen- und 95-prozentigen-Niveaus (graue Bereiche) in einem 12-Monats-Fenster um jede Erhöhung. Zur Berechnung des tatsächlichen VPI wird der Durchschnitt des VPI für alle Produkte in jedem Monat, gewichtet nach den Ausgabenanteilen, herangezogen. Um die kontrafaktische Reihe ab  $t=-1$  zu erstellen, subtrahieren wir den geschätzten Mindestlohneffekt vom beobachteten VPI für jedes Produkt in jedem Monat und nehmen dann den ausgabenbewichteten Durchschnitt. Wir verwenden die Schätzungen der Event-Study mit einem 12-Monats-Fenster mit einer Bereinigung um Pre-Trends (siehe Abschnitt B.1 im Anhang), wie in der rechten Spalte von Abbildung 5-1 (Bite-1, Anteil) und Abbildung 5-2 (Bite-2, Abstand) dargestellt. Die Bites werden berechnet als der Anteil der Arbeitnehmer:innen unterhalb des Mindestlohns (Bite-1, Anteil) oder als Abstand des Stundenlohns zum Mindestlohn, wobei Arbeitnehmer:innen, die nicht vom Mindestlohn betroffen sind, mit einem Wert von null berücksichtigt werden (Bite-2, Abstand). Beide Indikatoren werden auf der Grundlage von VSE/VE-Daten errechnet.

Quelle: DIW Econ.

Der VPI wird als gewichteter Durchschnitt der Produktkategorien berechnet. Die Stichprobe erlaubt es nicht, die Auswirkungen der Mindestlohneinführung und -erhöhungen auf einzelne Produktkategorien zu untersuchen. Dennoch kann eine Bewertung der unterschiedlichen Auswirkungen der

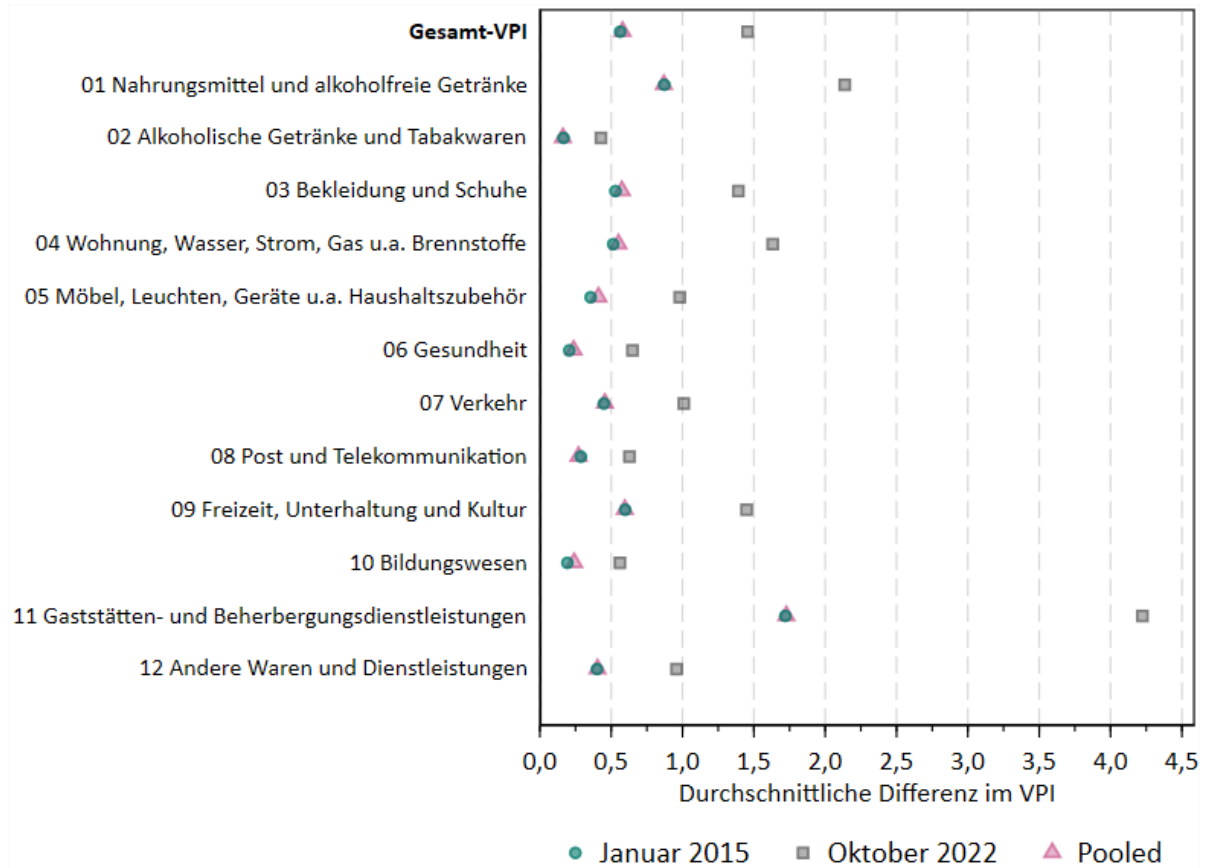
Mindestlohneinführung und -erhöhungen auf die verschiedenen Produktgruppen vorgenommen werden, indem die kontrafaktische Analyse für die 12 VPI-Teilindizes der Produkthauptgruppen durchgeführt wird, die der zweistelligen ECOICOP-Ebene entsprechen.<sup>28</sup> Abbildung 5-9 zeigt die durchschnittliche Differenz zwischen dem tatsächlichen und dem kontrafaktischen VPI, die auf Basis der DiD-Schätzungen mit einem 12-Monats-Fenster und Trendbereinigung berechnet wurden (vgl. vierte Spalte von Tabelle 5-1 (Single Events) und Tabelle 5-3 (Pooled Events)).

In allen drei Spezifikationen werden die größten Mindestlohnauswirkungen bei „01 Nahrungsmittel und alkoholfreie Getränke“ und insbesondere bei „11 Gaststätten- und Beherbergungsdienstleistungen“ beobachtet (siehe Abbildung 5-9). Die Auswirkung des Mindestlohns über alle Produkte beträgt 0,56 Indexpunkte für Januar 2015 und 1,45 Indexpunkte für Oktober 2022, was sich nur geringfügig von den oben berechneten kontrafaktischen Effekten mit der Event-Study-Methode unterscheidet. Die hypothetische Auswirkung für alle Erhöhungen, die sich aus den Schätzungen des gepoolten DiD ergibt, beträgt 0,58 Indexpunkte.

---

<sup>28</sup> Produktgruppen (ECOICOP-Zweisteller) sind die größte Aggregationsmöglichkeit der Produktkategorien (ECOICOP-Viersteller) im VPI-Konsumkorb. Bspw. gehören die Produktkategorie „0112 Fleisch und Fleischwaren“ und „0117 Gemüse“ zur Produktgruppe „01 Nahrungsmittel und alkoholfreie Getränke“, während die Produktkategorien „0713 Fahrräder“ und „0733 Personenbeförderung im Luftverkehr“ zur Produktgruppe „07 Verkehr“ gehören.

**Abbildung 5-9**  
**Ergebnisse der kontrafaktischen Analyse zu den Auswirkungen des Mindestlohns auf den VPI nach Produktgruppen - Bite-1 (Anteil)**



Anmerkungen: Die Abbildung zeigt die durchschnittliche Differenz zwischen dem tatsächlichen VPI und dem geschätzten kontrafaktischen VPI, die für den gesamten VPI und für 12 Produktgruppen (ECOICOP-Zweisteller) geschätzt wurde. Für jedes vierstellige ECOICOP-Produkt wird die Differenz geschätzt, indem sein Bite mit der DiD-Schätzung aus dem Modell mit einem 12-Monats-Fenster und mit einer Bereinigung um Pre-Trends (siehe Abschnitt B.1 im Anhang) multipliziert wird, wie in der vierten Spalte von (Single Events) und Tabelle 5-3 (Pooled Events). Der Bite wird als der Anteil der Arbeitnehmer:innen unterhalb des Mindestlohns unter Verwendung der VSE/VE-Daten berechnet (Bite-1, Anteil). Die Differenzen auf Produktebene werden dann unter Verwendung der Ausgabengewichte von Destatis auf den Gesamt-VPI und auf die zweistellige ECOICOP-Ebene gemittelt. Eine positive (negative) Differenz bedeutet, dass der VPI ohne die Mindestlohnanhebung niedriger (höher) gewesen wäre.

Quelle: DIW Econ.

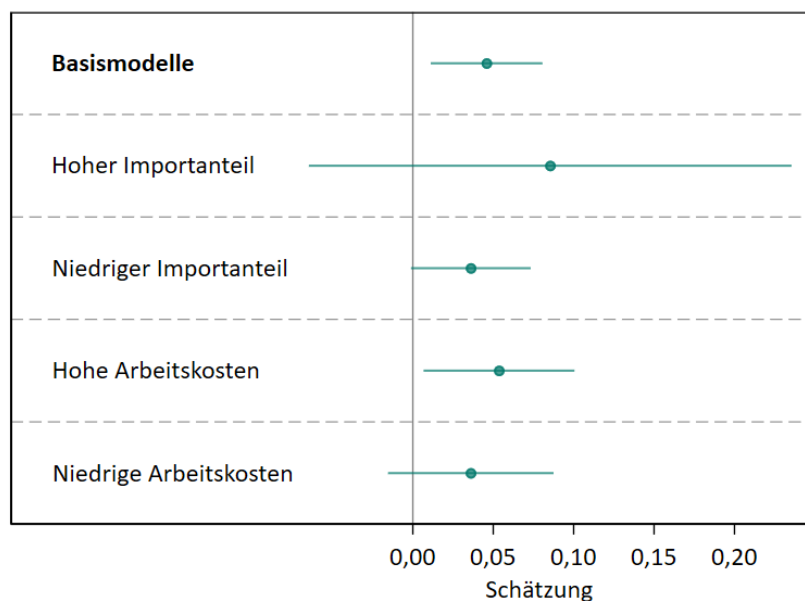
### 5.4 Heterogenitätsanalysen

Zum Besseren Verständnis der Zusammenhänge wurden entsprechend allgemeiner Vorüberlegungen auch Heterogenitätsanalysen nach Handelbarkeit und Arbeitskosten auf Produktebene durchgeführt. Die Handelbarkeit einer Produktkategorie wird mit Hilfe des Anteils der Importe an dessen Gesamtproduktionswert operationalisiert. Arbeitskosten werden in Relation zur Wertschöpfung der Produktkategorie ausgedrückt. In beiden Fällen unterteilen wir die Stichprobe entlang der Durchschnittswerte in zwei Gruppen (hohe/niedrige Handelbarkeit und hohe/niedrige Arbeitskosten). Abbildung 5-10 zeigt die entsprechenden Koeffizienten für die trendbereinigten Modelle mit einem

12-Monats-Fenster. Die Ergebnisse deuten nicht auf eine signifikante Heterogenität zwischen den Produkten hin. Eine mögliche Erklärung dafür, warum wir keinen signifikant niedrigeren Koeffizienten für die Gruppe der unterdurchschnittlichen Arbeitskosten sehen, ist, dass diese Gruppe mit einem Arbeitskostenanteil von 41 Prozent der Wertschöpfung immer noch erhebliche Arbeitskosten aufweist (im Vergleich dazu hat die Gruppe der hohen Kosten einen durchschnittlichen Anteil von 71 Prozent). Idealerweise könnten wir die Auswirkungen nicht nur für über/unter dem Durchschnitt liegende Produkte, sondern z. B. auch für Produkte mit sehr niedrigen oder fast keinen Arbeitskosten sowie für die am stärksten gehandelten Produkte untersuchen, um zu sehen, ob sich ein Effekt einstellt. Mit Daten auf Produktebene würden diese Untergruppen jedoch eine zu geringe Fallzahl aufweisen, um eine hinreichend große Varianz für die Schätzung präziser Koeffizienten zu ermöglichen.

**Abbildung 5-10**

**Ergebnisse der gepoolten DiD-Heterogenitätsanalyse zum Effekt des Mindestlohns auf den VPI nach Handelbarkeit und Arbeitskosten - Bite-1 (Anteil)**



Anmerkungen: Die Abbildung zeigt die Ergebnisse der stacked DiD-Ansatz von Gleichung (1) über die Einführung und drei Anhebungen (Januar 2015, Januar 2019, Oktober 2022 und Januar 2024). Die Modelle werden für die gesamte Stichprobe (Basismodelle) geschätzt, wobei die Produkte nach ihrem Importanteil und den Arbeitskosten unterteilt werden. Die Spezifikationen sind ansonsten identisch mit denen, die in der vierten Spalte von Tabelle 5-3 (12 Monate mit Trendbereinigung) verwendet wurden (siehe Anmerkungen zu dieser Tabelle für weitere Einzelheiten). Produkte mit hohem Importanteil haben einen überdurchschnittlich hohen Anteil (51,2 Prozent) am gesamten Produktionswert. Von 110 Produkten sind 35 in diese Kategorie einzuordnen. Hohe Arbeitskosten sind definiert als ein überdurchschnittlicher (58,3 Prozent) Anteil der Arbeitskosten an der Bruttowertschöpfung. Von den 110 Gütern werden 62 als solche mit hohen Arbeitskosten eingestuft. Sowohl die Maße für die Handelbarkeit als auch für den Anteil der Arbeitskosten basieren auf der Input-Output-Tabelle für 2015 (Destatis, 2020b). Der Bite wird berechnet als der Anteil der Arbeitnehmer:in unterhalb des Mindestlohns, gemessen mit VSE/VE-Daten (Bite-1, Anteil). Die Balken stellen die 90 prozentigen-Konfidenzintervalle auf der Grundlage von Standardfehlern dar, die auf der Ebene der Produkt-Erhöhung geclustert wurden.

Quelle: DIW Econ.

## 5.5 Berücksichtigung von Spillover-Effekten zwischen den Sektoren

Die Existenz von Spillover-Effekten ist für die DiD-Methode potenziell problematisch. Ein möglicher Spillover-Effekt besteht zwischen den Sektoren, wenn beispielsweise der Mindestlohn zu Preissteigerungen im Sektor „C10 - Herstellung von Nahrungs- und Genussmitteln“ führt und sich dies auf die Preise in anderen Sektoren auswirkt, die auf Nahrungsmittel angewiesen sind, wie „I55 - Beherbergung“ und „I56 - Gastronomie“. Das Vorhandensein dieser Art von Spillover-Effekten ist für die Identifizierung kausaler Effekte problematisch. In Tabelle 5-4 und Abbildung 5-11 untersuchen wir die Möglichkeit, dass sich der Mindestlohn über die Vorleistungssektoren („Input-Bites“) auf die Produktpreise auswirkt. Das Input-Bite-Maß ist ähnlich konstruiert wie das Produkt-Bite-Maß, nur dass die Vorleistungssektoren nach ihrem Anteil an den gesamten Vorleistungen gewichtet sind und nicht nach dem Produktsektor.<sup>29</sup> Wir finden keinen signifikanten Einfluss des Mindestlohns auf die Produktpreise über die Vorleistungssektoren, wie in Tabelle 5-4, Spalte (2) und in Abbildung 5-11 (a) gezeigt wird. Unsere Basisschätzung für den Produkt-Bite, der zu Vergleichszwecken in Spalte 1 nochmals angeführt ist, gilt auch bei gleichzeitiger Berücksichtigung des Input-Bite in Tabelle 5-4, Spalte (3) und in Abbildung 5-11 (b). Das Modell (3) mit beiden Bite-Maßen zusammen deutet auf einen größeren Einfluss des Produkt-Bite hin als es unser Basismodell in Spalte (1) nahelegt und zeigt außerdem einen großen negativen, aber nicht signifikanten Koeffizienten für den Input-Bite. Angesichts der potentiellen Multikollinearität zwischen den beiden Maßen (Korrelationskoeffizient von 0,64) bevorzugen wir jedoch die Modellspezifikationen (1) und (2), in denen die Bite-Maße getrennt berücksichtigt werden.

Das Fehlen einer Auswirkung der Input-Bite ist aufgrund der großen Konfidenzintervalle nicht eindeutig,<sup>30</sup> könnte aber dadurch erklärt werden, dass die Auswirkungen der Input-Bite z. B. durch Lieferverträge eingeschränkt sind oder dass sie nur in begrenztem Maße auf die Produktpreise durchschlagen, da sie im Vergleich zu den Arbeitskosten des Sektors selbst nur einen Bruchteil der Kosten widerspiegeln. In Abschnitt des Anhangs wird die Analyse mit Bite-2 (Abstand) wiederholt.

---

<sup>29</sup> Für die Festlegung dieser Gewichte verwenden wir die Input-Output-Tabelle aus der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung Deutschlands für das Jahr 2015, wie im Anhang in Abschnitt A.3 näher erläutert.

<sup>30</sup> Die großen Konfidenzintervalle könnten darauf zurückzuführen sein, dass das Input-Bite-Maß auf mehr Sektoren erstreckt.

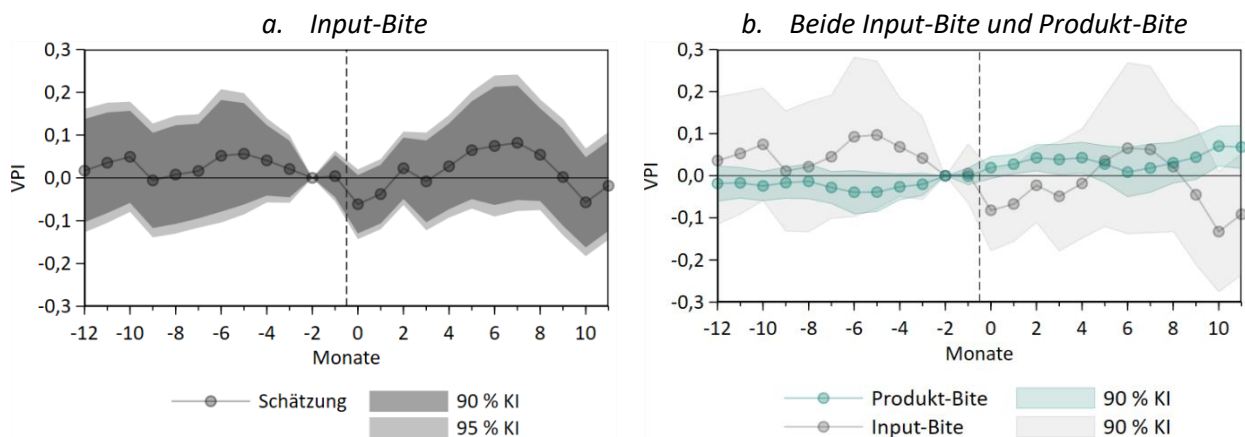
**Tabelle 5-4**  
**Ergebnisse des gepoolten DiD zum Effekt des Mindestlohns auf den VPI nach Input-Bite und Produkt-Bite - Bite-1 (Anteil)**

	(1)	(2)	(3)
Produkt-Bite * Post	0,046** (0,021)		0,060*** (0,022)
Input-Bite * Post		0,001 (0,051)	-0,062 (0,054)
N	8523	8523	8523

Anmerkungen: Die Tabelle zeigt die Ergebnisse der stacked DiD-Ansatz von Gleichung (1) über vier Zeitpunkte der Mindestlohneinführung und -anhebungen (Januar 2015, Januar 2019, Oktober 2022 und Januar 2024). Alle Spalten zeigen die Spezifikation für ein 12-Monats-Fenster mit einer Bereinigung um Pre-Trends (siehe Abschnitt B.1 im Anhang). Die abhängige Variable ist der VPI auf der Ebene der Produktmonate, der bei t=-2 für jede Erhöhung auf 100 normiert wurde. Der Bite wird berechnet als der Anteil der Arbeitnehmer:innen, die weniger als den neuen Mindestlohn verdienen, gemessen mit VSE/VE-Daten (Bite-1, Anteil). Spalte (1) zeigt die Basisschätzung, wie in der vierten Spalte von Tabelle 5-3. In Spalte (2) wird der Produkt-Bite durch den Input-Bite ersetzt, während in Spalte (3) beide Bites enthalten sind. Der Produkt-Bite wird anhand des Anteils unterhalb des Mindestlohns berechnet, der anhand der VSE/VE-Daten gemessen wird. Der Input-Bite wird in ähnlicher Weise konstruiert, nur dass die Input-Sektoren nach ihrem Anteil an den gesamten Inputs und nicht nach dem Produktsektor gewichtet werden. Standardfehler, die auf der Ebene der Produkt-Erhöhung geclustert wurden, sind in Klammern angegeben. Statistische Signifikanz: \* p < 0,10, \*\* p < 0,05, \*\*\* p < 0,01.

Quelle: DIW Econ.

**Abbildung 5-11**  
**Pooled Event-Study Ergebnisse zum Effekt des Mindestlohns auf den VPI nach Input-Bite und Produkt-Bite - Bite-1 (Anteil)**



Anmerkungen: Die Abbildung zeigt die Ergebnisse der Schätzungen der stacked DiD-Event-Study auf der Grundlage von Gleichung (3) über die Einführung und Anhebungen (Januar 2015, Januar 2019, Oktober 2022 und Januar 2024), mit der Ausnahme, dass in der Abbildung (a) der Produkt-Bite durch den Input-Bite ersetzt wird, während in der Abbildung (b) beide Bites enthalten sind. Alle Schätzungen stammen aus Modellen, die ein 12-Monats-Fenster abdecken, mit einer Bereinigung um Pre-Trends (siehe Abschnitt B.1 im Anhang). Die abhängige Variable ist der VPI auf der Ebene der Produktmonate, der bei t=-2 für jede Anhebung auf 100 normiert wurde. Die Produktabhängigkeit wird berechnet als der Anteil unterhalb des Mindestlohns, gemessen anhand der VSE/VE-Daten (Bite-1, Anteil). Der Input-Bite wird in ähnlicher Weise konstruiert, allerdings unter Verwendung von Input-Sektoren, die nach ihrem Anteil an den Gesamtinputs gewichtet werden, statt nach dem Produktsektor. Die neu ausgewiesenen Konfidenzintervalle basieren auf Standardfehlern, die auf der Ebene der Produkt-Erhöhung geclustert sind.

Quelle: DIW Econ.

Es könnte theoretisch zu weiteren Spillover-Effekten kommen, wenn Personen, die bereits über der Mindestlohnschwelle verdienen und damit nicht direkt vom Mindestlohn betroffen sind, eine Lohnerhöhung anstreben, um beispielsweise ihre Position im Vergleich zu Kolleg:innen mit niedrigerem Einkommen zu halten. Diesbezüglich findet man in der Literatur zum deutschen Mindestlohn keine einheitlichen Befunde zu starken Spillover-Effekte auf höhere Lohnsegmente (Ahlfeldt et al., 2018; Bossler & Gerner, 2020; Bossler & Schank, 2023; Caliendo, Fedorets, et al., 2023; Dustmann et al., 2022). In jedem Fall würde diese Art von Spillover mit den tatsächlichen Auswirkungen des Mindestlohns korrelieren, d. h. sie würde in den Sektoren mit dem höchsten Bite auftreten. Somit würde das Bite-Maß weiterhin einen guten Hinweis auf die vom Mindestlohn am stärksten betroffenen Sektoren und die potenziellen Auswirkungen auf die Verbraucherlöhne liefern, während der Wirkungskanal neben den direkt auch die indirekt betroffene Arbeitnehmer:innen einschließen würde. Diese potenzielle Quelle von Spillover-Effekten wird daher nicht weiter untersucht. Außerdem untersuchen wir keine regionalen Spillover-Effekte, da es unwahrscheinlich ist, dass lokale Unterschiede bei den Arbeitskosten zu nennenswerten Preisunterschieden bei handelbaren Gütern innerhalb eines Landes führen (Gopinath et al., 2011). Darüber hinaus zeigt Abbildung 4-4, dass die Entwicklung des VPI in den deutschen Bundesländern nicht signifikant voneinander abweicht.

## 5.6 Weitere Robustheitsprüfungen

In diesem Abschnitt fassen wir eine Reihe weiterer unternommener Robustheitsprüfungen zusammen, die im Detail in Anhang B dokumentiert sind.

**Alternativer Datensatz und weitere Mindestlohnhebungen.** Alle bisher vorgestellten Ergebnisse stützen sich auf VSE/VE-Daten. Eine Einschränkung der VSE/VE-Daten ist jedoch, dass sie nicht alle Mindestloohnerhöhungen abdecken, da sie nur für die Jahre 2014, 2018, 2022 und 2023 verfügbar sind. Daher haben wir zur Überprüfung der Robustheit die Schätzungen für alle zehn Erhöhungen unter Verwendung von ES-Daten im Anhang repliziert (in den Abschnitten B.3-B.5). Die Ergebnisse der DiD und die Event-Studies in Abbildung B-5 und Abbildung B-8 zeigen, dass die Befunde der ES-Daten weitgehend mit den VSE-Daten übereinstimmen.

**Antizipationseffekte und Placebo-Test.** Im Anhang Abschnitt B.6 führen wir zusätzliche Robustheitsprüfungen hinsichtlich möglicher Antizipationseffekte im Zusammenhang mit der Einführung des Mindestlohns im Januar 2015 durch. Die Einführung eines gesetzlichen Mindestlohns wurde im Juli 2014 angekündigt. Die VSE-2014 enthält Lohndaten ab April 2014. Sollte es Antizipationseffekte, also vorzeitige Lohnerhöhungen über die Mindestlohnschwelle hinaus geben, würde das die Qualität der VSE-Daten als geeigneten Datensatz einschränken. Um diese Bedenken

jedoch vollständig auszuschließen, haben wir die Robustheit unserer Schätzungen für Januar 2015 getestet, indem wir die Schätzung mit Bites aus dem Jahr 2013 mit VSE und ES Daten wiederholt haben. Um potenzielle frühere Antizipationseffekte in den Preisen zu untersuchen, haben wir die Schätzung wiederholt und den Basismonat von November auf Juni 2014 geändert. Die Ergebnisse in Abbildung B-10 zeigen, dass es weder bei den Löhnen noch bei den Preisen Hinweise auf systematische Antizipationseffekte bei der Mindestlohneinführung oder den Mindestlohnerhöhungen gibt. Schließlich führen wir einen Placebo-Test mit dem Januar 2014 als fiktivem Einführungsdatum durch. Würden wir einen signifikanten Effekt schätzen, würde dies bedeuten, dass sich die Trends der Gruppen mit hohem und niedrigem Bite vor der Einführung 2015 signifikant voneinander unterscheiden. Die Event-Study in Abbildung B-11 zeigt, dass dies nicht der Fall ist und stützt damit die Annahme paralleler Trends.

**CPA-ECOICOP Umrechnung und Analyseeinheit.** Unsere grundlegenden Ergebnisse basieren auf Lohndaten auf der zweistelligen CPA-Ebene und auf Preisdaten auf der vierstelligen ECOICOP-Ebene, wobei die sektoralen Bites mit Hilfe von RAS-Gewichten, die um die Nichtkonvergenz bereinigt wurden, auf die Produktebene umgerechnet und mit Hilfe von „max“ berechnet wurden (siehe Abschnitt 3.3 für weitere Einzelheiten). Im Anhang im Abschnitt B.7 haben wir getestet, wie empfindlich unsere Ergebnisse auf die Verwendung alternativer Sektor-ECOICOP-Gewichten reagieren: (i) RAS-Gewichte, die nicht um Nicht-Konvergenz bereinigt sind; (ii) RAS-Gewichte, die unter Verwendung von „mean“ anstelle von „max“ errechnet wurden, wenn sie auf Produkte/Kategorien auf niedrigerer Ebene aggregiert werden; (iii) rohe Gewichte (unter der Annahme gleicher Ausgabenanteile); (iv) dreistellige CPA Bites umgerechnet in vierstellige ECOICOP; (v) vierstellige ECOICOP in zweistellige CPA-Stellen umgewandelt (d. h. umgekehrte Umwandlung und Analyse auf Sektorebene). Die Unterschiede zwischen den verschiedenen Schätzungen auf Basis unterschiedlicher Gewichte sind statistisch nicht signifikant.

**Schätzungsstichprobe.** Im Anhang Abschnitt B.8 haben wir die Robustheit unserer Kausalschätzungen gegenüber Variationen in der Schätzstichprobe getestet. Abbildung B-13 zeigt, dass die Ergebnisse nicht auf den Ausschluss von Produkten reagieren, die nicht für alle Erhöhungen zur Verfügung stehen oder die aufgrund starker Preisschwankungen, die nicht mit den Arbeitskosten zusammenhängen, von einigen Analysen ausgeschlossen werden. Um ein systematischeres Verständnis des Ausmaßes des Einflusses bestimmter Produkte und Produktgruppen auf die Regressionsschätzungen zu bestimmen, haben wir eine Reihe von Schätzungen durchgeführt und dabei iterativ Produktgruppen auf der Grundlage der zweistelligen ECOICOP-Klassifikation ausgeschlossen. Wie aus Abbildung B-14, hervorgeht, sind die Schätzungen gegenüber dem Ausschluss von Produktgruppen recht robust, da keine statistisch signifikanten Unterschiede zwischen ihnen bestehen. Eine Schätzung, die die Produkte

der Gruppe „07 - Verkehr“ ausschließt, ist trotzdem statistisch nicht signifikant von null zu unterscheiden. Dies ist aber nicht überraschend, da diese Gruppe mehrere Produkte mit hohem Bite und hohem Arbeitsanteil enthält, wie „0731 - Personenbeförderung im Schienenverkehr“ und „0732 - Personenbeförderung im Straßenverkehr“.

**Änderung der VPI-Gewichte.** Destatis aktualisiert in der Regel alle fünf Jahre die Gewichte, die zur Berechnung des VPI verwendet werden. Diese Diskontinuitäten im Zeitverlauf des VPI könnten potenziell eine Gefahr für die Kausalschätzung darstellen, da sie mit der Mindestlohneinführung im Januar 2015 und der Mindestlohnerhöhung im Januar 2020, zusammenfallen. Daher haben wir im Anhang, Abschnitt B.9, die Robustheit unserer Ergebnisse gegenüber den methodischen Artefakten der VPI-Gewichtsänderungen untersucht. Um sicherzustellen, dass unsere Ergebnisse nicht durch die Überarbeitung der Gewichte beeinträchtigt werden, haben wir die VPI-Daten, die auf der Basis des Jahres 2010 (2015) berechnet wurden, für die 24 Monate zwischen Januar 2014 (Januar 2019) und Dezember 2015 (Dezember 2020) vom Statistischen Bundesamt angefordert. Auf diese Weise konnten wir die Schätzungen mit einer VPI-Reihe wiederholen, die mit denselben Gewichten für die 12 Monate vor und nach jeder Erhöhung berechnet wurde. Sowohl für das Jahr 2015 als auch für das Jahr 2020 sind die Ergebnisse unter Verwendung der VPI-Daten mit konstanten Gewichten praktisch identisch mit unseren Hauptanalysen, wie Abbildung B-16 verdeutlicht.

## 6. Zusammenfassung und Schlussfolgerungen

Die vorliegende Studie untersucht im Auftrag der Mindestlohnkommission die Auswirkungen der Einführung des gesetzlichen Mindestlohns zum 1. Januar 2015 und der nachfolgenden Erhöhungen bis zum 1. Januar 2024 auf die Verbraucherpreise. Die Analyse stützt sich in erster Linie auf den monatlichen Verbraucherpreisindex auf der vierstelligen ECOICOP-Ebene, der 110 Produkte zwischen den Jahren 2013 und 2024 umfasst. Es werden zwei Bite-Maße verwendet, die auf sektoraler Ebene gemessen werden: Bite-1 (Anteil) misst den Anteil der Arbeitnehmer:innen, die unterhalb des Mindestlohns verdienen, während Bite-2 (Abstand) der durchschnittliche Lohnabstand für diejenigen berechnet, die vor der jeweiligen Mindestlohneinführung bzw. -erhöhung unterhalb der Schwelle liegen. Die Analyse wendet quasi-experimentelle Methoden an, nämlich Differenzen-in-Differenzen und Event-Study-Ansätze, um kausale Zusammenhänge zu ermitteln.

Die Befunde lassen darauf schließen, dass die Mindestlohneinführung im Januar 2015 und die Mindestlohnerhöhung im Oktober 2022 zu statistisch signifikanten Zunahmen der Produktpreise geführt haben, wobei die Erhöhung im Oktober 2022 die größten Auswirkungen hatte. Was die

Größenordnung betrifft, so führte die Einführung im Jahr 2015 zu einem Preisanstieg von 0,42 Prozent bei Produkten, an deren Herstellung zu 10 Prozent von der Einführung betroffene Arbeitnehmer:innen beteiligt gewesen sind (Bite-1, Anteil). Die Mindestlohnanhebung vom Oktober 2022 führte zu einem Preisanstieg von 0,83 Prozent für Produkte mit mit einem Anteil von 10 Prozent betroffener Arbeitnehmer:innen (Bite-1, Anteil). Betrachtet man das alternative Bite-Maß, so belaufen sich die geschätzten Auswirkungen auf 0,25 Prozent für Preise eines Produkts mit einem Lohnabstands-Bite von 10 Cent für die Einführung 2015 und 0,47 Prozent für die Erhöhung im Oktober 2022. Für die geringeren Erhöhungen des Mindestlohns werden keine statistisch signifikanten Auswirkungen auf die Preise festgestellt.

Die Ergebnisse der gepoolten Schätzungen über mehrere Mindestlohnanpassungen bestätigen die Ergebnisse der Einzelschätzungen, wobei die gepoolten Schätzungen relativ nahe am arithmetischen Mittel der Schätzungen für jede einzelne Erhöhung liegen. Was die Größenordnung betrifft, so schätzt das gepoolte Modell einen Preisanstieg von 0,47 Prozent für Produkte, bei denen 10 Prozent der an der Herstellung beteiligten Arbeitnehmer:innen von der Erhöhung betroffen sind (Bite-1, Anteil). Bei Bite-2 (Abstand) liegt die geschätzte Auswirkung bei 0,34 Prozent für einen Lohnabstand von 10 Cent. Die Preise reagieren schnell auf den Anstieg der mindestlohnbedingten Arbeitskosten. Es dauert etwa drei Monate, bis sie sich vollständig angepasst haben. Danach steigen sie nicht aufgrund der Mindestlohnänderung weiter an. Dieses Muster legt nahe, dass die Preisschwankungen tatsächlich auf den Mindestlohn zurückgeführt werden können.

Im Durchschnitt war der VPI in den 12 Monaten nach der Mindestlohneinführung im Januar 2015 um etwa 0,56 Punkte und in den 12 Monaten nach der Erhöhung im Oktober 2022 um etwa 1,45 Punkte höher als im hypothetischen Fall einer Nichteinführung bzw. einer Nichterhöhung des Mindestlohns. Betrachtet man die Produktgruppen, so wurden die größten Preissteigerungen bei „01 Nahrungsmittel und alkoholfreie Getränke“ und insbesondere bei „11 Gaststätten- und Beherbergungsdienstleistungen“ beobachtet.

## Literaturverzeichnis

- Ahlfeldt, G. M., Roth, D., & Seidel, T. (2018). The regional effects of Germany's national minimum wage. *Economics Letters*, 172, 127–130. <https://doi.org/10.1016/j.econlet.2018.08.032>
- Alvarez, F., & Neumeyer, A. (2020). The Pass-Through of Large Cost Shocks in an Inflationary Economy. *Series on Central Banking Analysis and Economic Policies*, 27, 7–48.
- Ashenfelter, O., & Jurajda, Š. (2022). Minimum Wages, Wages, and Price Pass-Through: The Case of McDonald's Restaurants. *Journal of Labor Economics*, 40(S1), S179–S201. <https://doi.org/10.1086/718190>
- Bobeica, E., Ciccarelli, M., & Vansteenkiste, I. (2019). The Link between Labor Cost and Price Inflation in the Euro Area. *ECB Working Paper Series*, 2235. <https://doi.org/10.2139/ssrn.3329196>
- Borusyak, K., Jaravel, X., & Spiess, J. (2024). Revisiting Event-Study Designs: Robust and Efficient Estimation. *Review of Economic Studies*, rdae007. <https://doi.org/10.1093/restud/rdae007>
- Bossler, M., & Gerner, H.-D. (2020). Employment Effects of the New German Minimum Wage: Evidence from Establishment-Level Microdata. *ILR Review*, 73(5), 1070–1094. <https://doi.org/10.1177/0019793919889635>
- Bossler, M., Gürtzgen, N., Lochner, B., Betzl, U., Feist, L., & Wegmann, J. (2018). *Auswirkungen des gesetzlichen Mindestlohns auf Betriebe und Unternehmen* (IAB Forschungsbericht, No. 4/2018). <https://doku.iab.de/forschungsbericht/2018/fb0418.pdf>
- Bossler, M., & Schank, T. (2023). Wage Inequality in Germany after the Minimum Wage Introduction. *Journal of Labor Economics*, 41(3), 813–857. <https://doi.org/10.1086/720391>
- Bruttel, O., Baumann, A., & Dütsch, M. (2018). The new German statutory minimum wage in comparative perspective: Employment effects and other adjustment channels. *European Journal of Industrial Relations*, 24(2), 145–162. <https://doi.org/10.1177/0959680117718661>
- Buszkiewicz, J., House, C., Aggarwal, A., Long, M., Drewnowski, A., & Otten, J. J. (2019). The Impact of a City-Level Minimum Wage Policy on Supermarket Food Prices by Food Quality Metrics: A

- Two-Year Follow Up Study. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 16(1), 102. <https://doi.org/10.3390/ijerph16010102>
- Cai, M., & Vandyck, T. (2020). Bridging between economy-wide activity and household-level consumption data: Matrices for European countries. *Data in Brief*, 30, 105395. <https://doi.org/10.1016/j.dib.2020.105395>
- Caliendo, M., Fedorets, A., Preuss, M., Schröder, C., & Wittbrodt, L. (2023). The short- and medium-term distributional effects of the German minimum wage reform. *Empirical Economics*. <https://doi.org/10.1007/s00181-022-02288-4>
- Caliendo, M., Pestel, N., & Olthaus, R. (2023). *Long-Term Employment Effects of the Minimum Wage in Germany: New Data and Estimators* (arXiv:2310.15964). arXiv. <http://arxiv.org/abs/2310.15964>
- Callaway, B., Goodman-Bacon, A., & Sant'Anna, P. H. (2024). *Difference-in-differences with a Continuous Treatment*. NBER Working Paper 32117. <https://doi.org/10.3386/w32117>
- Callaway, B., & Sant'Anna, P. H. C. (2021). Difference-in-Differences with multiple time periods. *Journal of Econometrics*, 225(2), 200–230. <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2020.12.001>
- Card, D. (1992). Using Regional Variation in Wages to Measure the Effects of the Federal Minimum Wage. *ILR Review*, 46(1), 22–37. <https://doi.org/10.1177/001979399204600103>
- Card, D., & Krueger, A. B. (2015). *Myth and Measurement: The New Economics of the Minimum Wage - Twentieth-Anniversary Edition*. Princeton University Press. <https://doi.org/10.2307/j.ctv7h0s52>
- Carriere-Swallow, Y. (2023). State-Dependent Exchange Rate Pass-Through. *IMF Working Papers*, 2023(086), 1. <https://doi.org/10.5089/9798400240461.001>
- Cazcarro, I., Amores, A. F., Arto, I., & Kratena, K. (2022). Linking multisectoral economic models and consumption surveys for the European Union. *Economic Systems Research*, 34(1), 22–40. <https://doi.org/10.1080/09535314.2020.1856044>

- Cengiz, D., Dube, A., Lindner, A., & Zipperer, B. (2019). The Effect of Minimum Wages on Low-Wage Jobs. *The Quarterly Journal of Economics*, 134(3), 1405–1454. <https://doi.org/10.1093/qje/qjz014>
- Choudhri, E. U., & Hakura, D. S. (2006). Exchange rate pass-through to domestic prices: Does the inflationary environment matter? *Journal of International Money and Finance*.
- Derenoncourt, E., & Montialoux, C. (2020). Minimum Wages and Racial Inequality. *The Quarterly Journal of Economics*, 136(1), 169–228. <https://doi.org/10.1093/qje/qjaa031>
- Destatis. (2016). *Consumer prices in 2015: +0.3% on the previous year*. Press Release No. 018 of 19 January 2016. [https://www.destatis.de/EN/Press/2016/01/PE16\\_018\\_611.html](https://www.destatis.de/EN/Press/2016/01/PE16_018_611.html)
- Destatis. (2019). *Hintergrundpapier zur Revision des Verbraucherpreisindex für Deutschland 2019*. [https://www.destatis.de/DE/Presse/Pressekonferenzen/2019/HGG\\_VPI/Statement\\_HGG\\_VPI\\_PDF.pdf?\\_\\_blob=publicationFile](https://www.destatis.de/DE/Presse/Pressekonferenzen/2019/HGG_VPI/Statement_HGG_VPI_PDF.pdf?__blob=publicationFile)
- Destatis. (2020a). *Verdienststrukturerhebung—Erhebung der Struktur der Arbeitsverdienste nach § 4 Verdienststatistikgesetz* (Qualitätsbericht). [https://www.destatis.de/DE/Methoden/Qualitaet/Qualitaetsberichte/Verdienste/arbeitsverdienste.pdf?\\_\\_blob=publicationFile](https://www.destatis.de/DE/Methoden/Qualitaet/Qualitaetsberichte/Verdienste/arbeitsverdienste.pdf?__blob=publicationFile)
- Destatis. (2020b). *Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen—Input-Output-Rechnung—Fachserie 18 Reihe 2* [Dataset]. [https://www.destatis.de/DE/Service/Bibliothek/\\_publikationen-fachserienliste-18.html#643370](https://www.destatis.de/DE/Service/Bibliothek/_publikationen-fachserienliste-18.html#643370)
- Destatis. (2023a). *Hintergrundpapier zur Revision des Verbraucherpreisindex für Deutschland 2023*. [https://www.destatis.de/DE/Themen/Wirtschaft/Preise/Verbraucherpreisindex/Methoden/Downloads/Hintergrundpapier-VPI-Revision\\_2020.pdf?\\_\\_blob=publicationFile](https://www.destatis.de/DE/Themen/Wirtschaft/Preise/Verbraucherpreisindex/Methoden/Downloads/Hintergrundpapier-VPI-Revision_2020.pdf?__blob=publicationFile)
- Destatis. (2023b). *Inflation rate at +7.9% in 2022*. Press Release No. 022 of 17 January 2023. [https://www.destatis.de/EN/Press/2023/01/PE23\\_022\\_611.html](https://www.destatis.de/EN/Press/2023/01/PE23_022_611.html)
- Destatis. (2024). *Verdiensterhebung—Erhebung der Arbeitsverdienste nach § 4 Verdienststatistikgesetz* (Qualitätsbericht).

- Dube, A., Lester, T. W., & Reich, M. (2010). Minimum Wage Effects Across State Borders: Estimates Using Contiguous Counties. *Review of Economics and Statistics*, 92(4), 945–964. [https://doi.org/10.1162/REST\\_a\\_00039](https://doi.org/10.1162/REST_a_00039)
- Dube, A., Naidu, S., & Reich, M. (2007). The Economic Effects of a Citywide Minimum Wage. *ILR Review*, 60(4), 522–543. <https://doi.org/10.1177/001979390706000404>
- Dustmann, C., Lindner, A., Schönberg, U., Umkehrer, M., & Vom Berge, P. (2022). Reallocation Effects of the Minimum Wage. *The Quarterly Journal of Economics*, 137(1), 267–328. <https://doi.org/10.1093/qje/qjab028>
- Dütsch, M., Ohlert, C., & Baumann, A. (2025). The Minimum Wage in Germany: Institutional Setting and a Systematic Review of Key Findings. *Jahrbücher Für Nationalökonomie Und Statistik*, 245(1–2), 113–151. <https://doi.org/10.1515/jbnst-2023-0038>
- Frey, G., & Manera, M. (2007). Econometric Models of Asymmetric Price Transmission. *Journal of Economic Surveys*, 21(2), 349–415. <https://doi.org/10.1111/j.1467-6419.2007.00507.x>
- Garloff, A. (2019). Did the German Minimum Wage Reform Influence (Un)employment Growth in 2015? Evidence from Regional Data. *German Economic Review*, 20(3), 356–381. <https://doi.org/10.1111/geer.12200>
- Goodman-Bacon, A. (2021). Difference-in-differences with variation in treatment timing. *Journal of Econometrics*, 225(2), 254–277. <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2021.03.014>
- Gopinath, G., Gourinchas, P.-O., Hsieh, C.-T., & Li, N. (2011). International Prices, Costs, and Markup Differences. *American Economic Review*, 101(6), 2450–2486. <https://doi.org/10.1257/aer.101.6.2450>
- Harasztosi, P., & Lindner, A. (2019). Who Pays for the Minimum Wage? *American Economic Review*, 109(8), 2693–2727. <https://doi.org/10.1257/aer.20171445>

- Jardim, E., Long, M. C., Plotnick, R., Van Inwegen, E., Vigdor, J., & Wething, H. (2022). Minimum-Wage Increases and Low-Wage Employment: Evidence from Seattle. *American Economic Journal: Economic Policy*, 14(2), 263–314. <https://doi.org/10.1257/pol.20180578>
- Jardim, E., & Van Inwegen, E. (2019). *Payroll, Revenue, and Labor Demand Effects of the Minimum Wage*. Upjohn Institute for Employment Research, Working Paper 19-298.
- Kunaschk, M. (2024). The effects of minimum wages on employment and prices—Evidence from the hairdressing sector. *Labour Economics*, 88, 102540. <https://doi.org/10.1016/j.labeco.2024.102540>
- Leung, J. H. (2021). Minimum Wage and Real Wage Inequality: Evidence from Pass-Through to Retail Prices. *The Review of Economics and Statistics*, 1–16. [https://doi.org/10.1162/rest\\_a\\_00915](https://doi.org/10.1162/rest_a_00915)
- Link, S. (2024). The Price and Employment Response of Firms to the Introduction of Minimum Wages. *Journal of Public Economics*, 239. <https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2024.105236>
- Manning, A. (2021). The Elusive Employment Effect of the Minimum Wage. *Journal of Economic Perspectives*, 35(1), 3–26. <https://doi.org/10.1257/jep.35.1.3>
- Meyer, J., & Von Cramon-Taubadel, S. (2004). Asymmetric Price Transmission: A Survey. *Journal of Agricultural Economics*, 55(3), 581–611. <https://doi.org/10.1111/j.1477-9552.2004.tb00116.x>
- Mindestlohnkommission. (2018). *Zweiter Bericht zu den Auswirkungen des gesetzlichen Mindestlohns* (Bericht Der Mindestlohnkommission an Die Bundesregierung Nach § 9 Abs. 4 Mindestlohngesetz). [https://www.mindestlohnkommission.de/DE/Bericht/pdf/Bericht2018.pdf?\\_\\_blob=publicationFile&v=1](https://www.mindestlohnkommission.de/DE/Bericht/pdf/Bericht2018.pdf?__blob=publicationFile&v=1)
- Neumark, D., & Shirley, P. (2022). Myth or measurement: What does the new minimum wage research say about minimum wages and job loss in the United States? *Industrial Relations: A Journal of Economy and Society*, 61(4), 384–417. <https://doi.org/10.1111/irel.12306>
- Peltzman, S. (2000). Prices Rise Faster than They Fall. *Journal of Political Economy*, 108(3), 466–502. <https://doi.org/10.1086/262126>

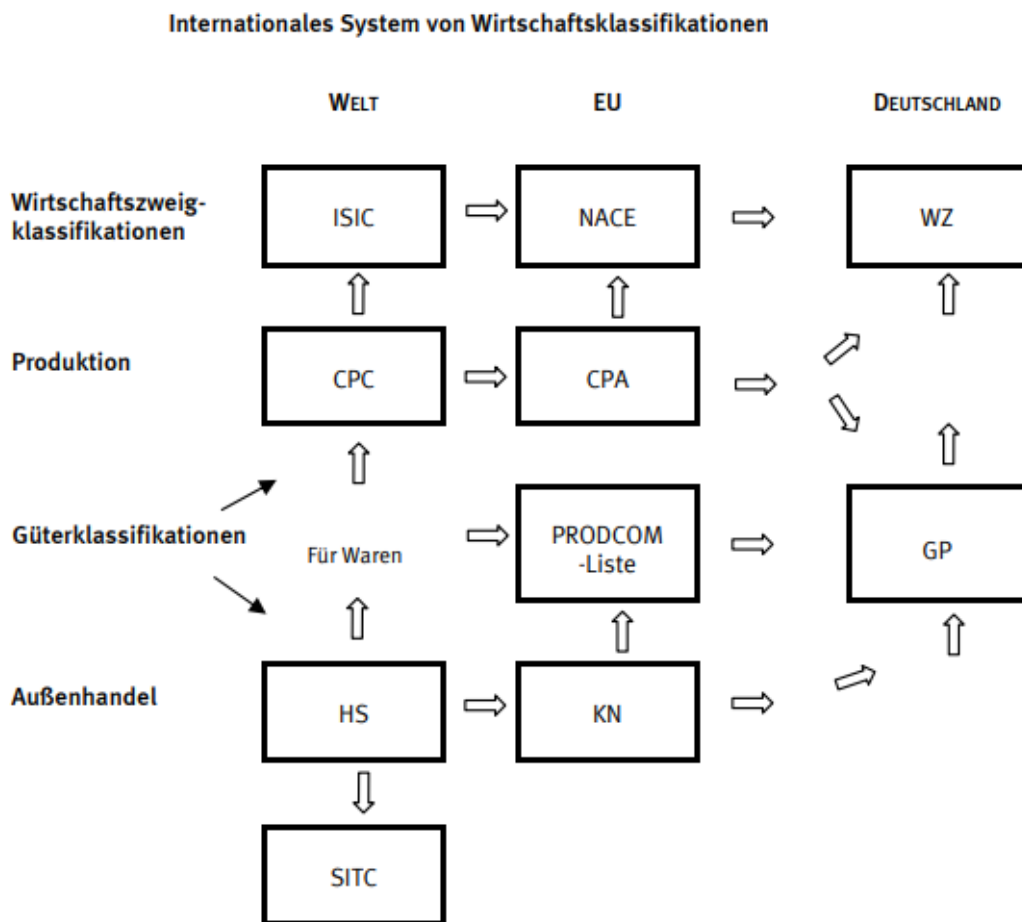
- Renkin, T., Montialoux, C., & Siegenthaler, M. (2022). The Pass-Through of Minimum Wages into U.S. Retail Prices: Evidence from Supermarket Scanner Data. *The Review of Economics and Statistics*, 104(5), 890–908. [https://doi.org/10.1162/rest\\_a\\_00981](https://doi.org/10.1162/rest_a_00981)
- Schröder, C., Grabka, M., & Seebauer, J. (2020). *Methodischer Vergleich der Berechnung bzw. "Abfrage von Stundenlöhnen im Sozio-ökonomischen Panel (SOEP), Studie im Auftrag der Mindestlohnkommission.* <https://www.mindestlohnkommission.de/DE/Forschung/Projekte/pdf/Bericht-Stundenloehne-SOEP.html>
- Sun, L., & Abraham, S. (2021). Estimating dynamic treatment effects in event studies with heterogeneous treatment effects. *Journal of Econometrics*, 225(2), 175–199. <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2020.09.006>
- UK ONS. (2022). *CPA-COICOP Converter for Household Final Consumption Expenditure (1997 to 2020)* (Reference number: 15293) [Dataset]. <https://www.ons.gov.uk/economy/nationalaccounts/satelliteaccounts/adhocs/15293cpacoicopconverterforhouseholdfinalconsumptionexpenditure1997to2020>
- UK ONS. (2023). *Contributions to the Consumer Prices Index (CPI) by energy intensity* [Dataset]. <https://www.ons.gov.uk/economy/inflationandpriceindices/datasets/contributionstotheconsumerpricesindexcpienergyintensity>
- Verbeek, H., Fritz, B., Gaentzsch, A., Kalve, G., & Stolle, Juliane. (2020). *Analysepotential von Daten der Amtlichen Wirtschaftsstatistik für die Mindestlohnforschung* (Studie im Auftrag der Mindestlohnkommission) [Abschlussbericht]. <https://www.mindestlohnkommission.de/DE/Forschung/Projekte/pdf/Bericht-Daten-Wirtschaftsstatistik-Mindestlohn.html>
- Wadsworth, J. (2010). Did the National Minimum Wage Affect UK Prices? *Fiscal Studies*, 31(1), 81–120. <https://doi.org/10.1111/j.1475-5890.2010.00108.x>
- Wooldridge, J. M. (2021). Two-Way Fixed Effects, the Two-Way Mundlak Regression, and Difference-in-Differences Estimators. *SSRN Electronic Journal*. <https://doi.org/10.2139/ssrn.3906345>

# Anhang A. Daten: weitere Information, Datenverarbeitung und deskriptive Statistiken

## A.1 Wirtschaftsklassifikation

Die Abbildung zeigt das Verhältnis zwischen den verschiedenen Klassifikationssystemen für wirtschaftliche Aktivitäten in Deutschland, der EU und international.

**Abbildung A-1**  
Zusammenfassung der Wirtschaftsklassifikationen



- ISIC = International Standard Industrial Classification
- NACE = Statistische Systematik der Wirtschaftszweige in der Europäischen Gemeinschaft
- WZ = Klassifikation der Wirtschaftszweige
- CPC = Central Product Classification

Quelle: Statistisches Bundesamt (2008).

## A.2 Verdienstinformationen

Bei der Auswahl der Datensätze für unsere Analyse, insbesondere für Lohninformationen, haben wir vier Hauptkriterien berücksichtigt. Wir haben nach Datenquellen gesucht, die: (i) im Längsschnittformat für Zeitpunkte vor der Einführung des Mindestlohns im Jahr 2015 und vor den nachfolgenden Mindestlohnanpassungen verfügbar sind, (ii) Wirtschaftssektoren abdecken, die für die Mindestlohnforschung relevant sind, (iii) kleine Unternehmen umfassen, da diese stärker vom Mindestlohn betroffen waren als größere Unternehmen (Mindestlohnkommission, 2018, Ziffer 105 und Tabellen 2.3 und 2.4) und (iv) eine ausreichende Anzahl von Beobachtungen enthalten, um valide und robuste Ergebnisse zu erzielen. In Bezug auf den zweiten Punkt sollten Dienstleistungsbranchen, wie der Betrieb von Taxis, Glücksspiel, Wetten und Lotterien, das Hotel- und Gaststättengewerbe sowie Post-, Kurier- und Expressdienste in den Daten enthalten sein.<sup>31</sup>

Um die Auswirkungen des Mindestlohns (d.h. den sektoralen „Bite“) zu berechnen, verwenden wir Daten zu den Verdiensten aus mehreren Datenquellen: der Verdienststrukturerhebung (VSE), der neuen Verdiensterhebung (VE) und der Entgeltstatistik (ES). Wir stützen uns auf eine Kombination von Quellen, da keine von ihnen für den gesamten Beobachtungszeitraum verfügbar ist oder alle gewünschten Merkmale aufweist.

Die **Verdienststrukturerhebung (VSE)** ist eine amtliche Erhebung, die das Statistische Bundesamt zwischen den Jahren 2006 und 2018 alle vier Jahre in Unternehmen durchgeführt hat. Wir haben die Welle des Jahres 2014 verwendet, um die Mindestlohneinführung im Januar 2015 zu analysieren, und die Welle des Jahres 2018, um die Erhöhung im Januar 2019 zu bewerten. Die Erhebung ist für die Unternehmen verpflichtend und basiert auf der Lohn- und Gehaltsabrechnung. Das garantiert eine hohe Datenqualität. Die Unternehmen müssen Informationen über Vollzeit-, Teilzeit- und geringfügig Beschäftigte melden. Seit dem Jahr 2014 wurden rund 72 000 Betriebe und 1,1 Millionen Beschäftigte in den Datensatz aufgenommen. Im Jahr 2014 wurde die Erhebung auch auf Kleinstunternehmen mit weniger als 10 Beschäftigten ausgeweitet, so dass Unternehmen mit mindestens einem sozialversicherungspflichtig Beschäftigten erfasst sind.<sup>32</sup> Darüber hinaus wurden Unternehmen der Sektoren Land- und Forstwirtschaft sowie Fischerei einbezogen, so dass die Sektoren A bis S der WZ 2008 abgedeckt sind.<sup>33</sup> Die Angaben zu Verdienst und Arbeitszeit beziehen sich auf den Monat April

---

<sup>31</sup> Diese Sektoren werden unter den 20 Sektoren mit den höchsten Auswirkungen des Mindestlohns genannt (Mindestlohnkommission, 2018, Tabelle 2.1).

<sup>32</sup> Unternehmen ohne sozialversicherungspflichtig Beschäftigte werden nicht erfasst. Informationen über geringfügige Beschäftigung in diesen Unternehmen werden imputiert (Destatis, 2020a).

<sup>33</sup> Die Daten für die Wirtschaftsabschnitte O und P der WZ 2008 wurden nicht erhoben, sondern aus Daten der Personalstandstatistik abgeleitet.

des jeweiligen Jahres. Da die Bruttomonatsverdienste zusammen mit den monatlichen Arbeitsstunden erfasst werden, können die Bruttostundenverdienste für alle Beschäftigten berechnet werden. In den Jahren 2015, 2016 und 2017 wurde eine Erhebung der freiwilligen Verdiensterhebungen (VE) in allen Betrieben mit einer gültigen Meldung zur VSE 2014 durchgeführt. Die Beantwortung war jedoch nicht obligatorisch und die Rücklaufquoten waren mit 12,8 Prozent (2015), 6,3 Prozent (2016) und 14,8 Prozent (2017) eher gering. Aus diesem Grund haben wir beschlossen, die VE nicht zu verwenden.

Die neue **Verdiensterhebung (VE)** wurde ab Januar 2022 eingeführt und löste die drei bisherigen Verdiensterhebungen - die *Verdienststrukturerhebung (VSE)*, die *Vierteljährliche Verdiensterhebung (VVE)* und die *freiwilligen Verdiensterhebungen (fVE)* - ab. Die Erhebung wurde zum ersten Mal für den Berichtszeitraum April 2021 durchgeführt und wird seit Januar 2022 monatlich durchgeführt. Wichtig ist, dass die Daten aufgrund des ähnlichen Erhebungskonzepts grundsätzlich mit den Ergebnissen der VSE 2018 vergleichbar sind (Destatis, 2024). Da der Bruttomonatsverdienst zusammen mit den bezahlten Stunden erfasst wird, kann der Bruttostundenverdienst für alle Beschäftigten berechnet werden. Dabei ist zu beachten, dass eine Vollerhebung von Betrieben ohne sozialversicherungspflichtig Beschäftigte und die gebundene Hochrechnung nur für den ausgewählten und repräsentativen Berichtsmonat April eines jeden Jahres durchgeführt wird. Diese zusätzlichen methodischen Elemente werden in den anderen Monaten nicht angewendet. Insgesamt werden in der Erhebung Einzeldaten zu 8 Millionen Beschäftigungsverhältnissen erfasst.

Bei der **Entgeltstatistik (ES)** handelt es sich um administrative Lohndaten, die von der Bundesagentur für Arbeit (BA) bereitgestellt werden. Die ES-Daten enthalten Lohninformationen, die am 31. Dezember eines jeden Jahres für Vollzeitbeschäftigte abgerufen werden. Obwohl die Daten im Dezember abgerufen werden, beziehen sich die gemeldeten Informationen immer auf einen bestimmten Beschäftigungszeitraum, der das gesamte Kalenderjahr oder im Extremfall auch nur einen Tag umfassen kann. Um vergleichbare Informationen zu erhalten, werden die Lohndaten daher bei der Weiterverarbeitung auf einen einheitlichen Zeitraum (einen Monat) normiert. Zu den Lohndaten gehören die sozialversicherungspflichtigen Bruttolöhne, die alle regelmäßigen und einmaligen Einkünfte aus einer Beschäftigung umfassen. Dazu gehören Urlaubs- und Weihnachtsgeld, verschiedene Prämien und Gratifikationen, Überstundenzuschläge und -zulagen, Familienzuschläge, Risiko- und Schmutzzulagen, Provisionen und Abfindungen. Im Vergleich zu den Erhebungen des Statistischen Bundesamtes, d.h. der VSE und der VE, hat die ES zwei Vorteile. Erstens ist sie für das gesamte zu analysierende Zeitfenster verfügbar. Zweitens deckt sie alle Sektoren ab: WZ 2008 Abschnitte A bis U. Die ES hat jedoch auch die erheblichen Nachteile, da sie nur Vollzeitbeschäftigte erfasst, standardisierte Löhne für das vorangegangene Kalenderjahr ausweist, die Lohninformationen in 50-Euro-Spannen aggregiert und keine Informationen über geleistete Arbeitsstunden liefert. Zur

Berechnung der Indikatoren für den Lohn- „Bite“ ist es daher zunächst erforderlich, die monatlichen Lohndaten anhand der Informationen über die durchschnittlichen monatlichen Arbeitsstunden in Stundenlöhne umzurechnen. Link (2024) verwendet beispielsweise die durchschnittlichen Arbeitsstunden nach Sektoren, während Garloff (2019) von einer Wochenarbeitszeit von 38 Stunden für alle Arbeitnehmer:innen ausgeht. Garloff (2019) entwickelt dann ein Maß für die 8,50-Euro-Grenze, die 2015 eingeführt wurde, als Anteil der Vollzeitbeschäftigten, deren Monatslohn am 31. Dezember 2013 unter 1400 Euro lag.

**Tabelle A-1**
**Auswahl der Verdienstschwellen für Bite-1 (Anteil) mit der BA-Entgeltstatistik**

Jahr	Stündlicher Mindestlohn (Euro)	Durchschnittliche Arbeitsstunden	Monatlicher Mindestlohn (Euro)	Schwellenwert für BA (Euro)
2013	8,50	41,6	1534,6	1550
2014	8,50	41,5	1530,9	1550
2016	8,84	41,3	1584,5	1600
2018	9,19	41,0	1635,3	1650
2019	9,35	40,9	1659,7	1650
2020	9,50	40,5	1669,8	1650
2020	9,60	40,5	1687,4	1700
2021	9,82	40,5	1726,1	1750
2021	10,45	40,5	1836,8	1850
2021	12,00	40,5	2109,2	2100
2023	12,41	40,2	2165,1	2150

Anmerkungen: Die durchschnittlichen Wochenarbeitsstunden stammen aus der Arbeitskräfteerhebung (AKE; Vollzeitbeschäftigte).

Quelle: DIW Econ.

Von der BA haben wir den Anteil der Arbeitnehmer:innen unterhalb jeder Mindestlohnschwelle erhalten. Dies entspricht genau Bite-1 (Anteil). Bei der Auswahl der monatlichen Schwellenwerte sind wir wie folgt vorgegangen: Wir haben die durchschnittliche Wochenarbeitszeit aus der Arbeitskräfteerhebung (AKE; Vollzeitbeschäftigte) extrahiert und gehen von 4,34 Wochen pro Monat aus.

Für die Mindestlohneinführung und jede Mindestlohnerhöhung konzentrieren wir uns auf die Einkommensverteilung im Jahr vor der Einführung bzw. Erhöhung. Für die im Jahr 2015 eingeführte Mindestlohnschwelle von 8,50 Euro haben wir beispielsweise angenommen, dass Arbeitnehmer:innen unterhalb der Schwelle einen Monatslohn von bis zu 1.530,90 Euro verdienen:

$$\begin{aligned}
 \text{Monatlicher ML Grenzwert} &= \text{ML} \cdot \text{Wöchentliche Stunden} \cdot \text{Wochen im Monat} \\
 &= 8,5 \cdot 41,5 \cdot 4,34 = 1530,9
 \end{aligned}$$

Da die Ergebnisse zu den Bruttomonatsentgelten aus den ES in 50-Euro-Spannen verfügbar sind, haben wir den Anteil der Arbeitnehmer:innen ermittelt, die im Jahr 2014 weniger als 1.550 Euro verdienten. Tabelle A-1 enthält alle Schwellenwerte, für die wir bei der BA Daten angefordert haben.

### A.3 Abschätzung der Auswirkungen des Bite von Vorleistungen

Für den Bite auf Produktebene (Produkt-Bite) konvertieren wir den Bite nach Sektor  $S$  ( $1 \times s$ ) in den Bite nach Produkt  $P$  ( $1 \times p$ ) unter Verwendung der Gewichtungsmatrix  $W$  ( $s \times p$ ) mit Matrixmultiplikation:

$$P = SW$$

Mit Hilfe einer zusätzlichen Gewichtungsmatrix  $\Omega$  können wir wie folgt den Bite für die Vorleistungen des Produkts (Input-Bite),  $I$ , erhalten:

$$I = S\Omega W$$

wobei  $\Omega$  eine  $s \times s$  Matrix auf der Grundlage der Input-Output-Tabelle für Deutschland im Jahr 2015 ist. Konkret verwenden wir die Verwendungstabelle 2015 zu Anschaffungspreisen der Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen (Input-Output-Rechnung).

Jede Spalte in  $\Omega$  sollte die Summe eins ergeben und gibt die Gewichte über die Inputsektoren (Zeilen) für einen bestimmten Outputsektor an. Eine Spalte könnte zum Beispiel die Gewichte für die Vorleistungen im Gastgewerbe enthalten (siehe Tabelle A-2).

**Tabelle A-2**  
Beispiel für die Gewichtung der Vorleistungen für das Gastgewerbe

Inputsektor	Spalte: Gastgewerbe
Lebensmittel	0,25
Getränke	0,15
Maschinen	0,002
pharmazeutische Produkte	0
...	...
<b>Summe</b>	<b>1</b>

Quelle: DIW Econ.

So ergibt die Matrixmultiplikation des Bite nach Sektor und der Gewichtungsmatrix (also dieser Teil:  $S\Omega$ ) eine  $1 \times s$ -Matrix des Bite nach Sektor für die Vorleistungen für diese Sektoren. (Für die Zelle des Gastgewerbes ist sie also gleich „0,25 x Bite in Lebensmittel + 0,15 x Bite in Getränke + ...“).  $S\Omega$  wird ebenfalls mit der ursprünglichen Gewichtungsmatrix  $W$  multipliziert, um den Input-Bite wie zuvor auf

die Produktebene umzurechnen. Diese nutzen wir in der Regression in Form einer neuen DiD-Variable, um die Auswirkungen der Input-Bites sowie der Produkt-Bites zu schätzen:

$$Price_{p,t} = \sum_{t \neq t_b} \beta_t (Bite_{p,t_0} \times T_t) + \sum_{t \neq t_b} \gamma_t (Input\_Bite_{p,t_0} \times T_t) + \alpha_p + T_t + \varepsilon_{p,t} \quad (4)$$

wobei  $Bite_{p,t_0}$  die Produkt-Bites (oberer Vektor P) und  $Input\_Bite_{p,t_0}$  die Input-Bites (oberer Vektor I) sind. Die Parameter  $\beta_t$  liefern Event-Study-Schätzungen der Auswirkungen des Produkt-Bite und  $\gamma_t$  Schätzungen für den Input-Bite. Die Schätzungen der Event-Study könnten möglicherweise stärker verzögerte Auswirkungen auf den Input-Bite zeigen, wenn diese Preise Gegenstand von Verträgen sind.

## A.4 Zusätzliche deskriptive Statistiken für die Bite-Maße

Tabelle A-3

Verteilung der Bite-1 (Anteil) und Bite-2 (Abstand) über zweistellige CPA Sektoren nach Mindestlohneinführung und -erhöhungen

	Durchs.	Min.	5.	25.	50.	75.	95.	Max.
<i>VSE/VE: Bite-1 (Anteil)</i>								
Jan 2015	10,46	0,48	0,80	1,96	6,05	13,54	35,09	49,33
Jan 2019	6,27	0,09	0,47	1,22	3,11	7,16	21,76	34,68
Jul 2022	7,75	0,42	0,94	2,37	4,58	9,24	26,94	37,68
Okt 2022	14,17	0,75	1,51	4,54	9,04	19,00	45,46	57,41
Jan 2024	9,65	0,28	0,73	2,90	6,12	13,65	31,47	41,01
<i>VSE/VE: Bite-2 (Abstand)</i>								
Jan 2015	15,43	0,31	1,07	3,09	7,96	18,30	67,52	79,02
Jan 2019	2,27	0,03	0,20	0,50	1,16	2,78	8,07	11,32
Jul 2022	7,23	0,70	1,24	2,77	4,59	8,73	20,18	51,99
Okt 2022	23,20	1,61	3,18	8,24	15,73	30,34	72,42	99,08
Jan 2024	8,40	0,72	1,18	3,87	6,74	11,73	20,75	26,98
<i>ES: Bite-1 (Anteil)</i>								
Jan 2015	9,98	0,15	0,73	2,04	5,30	11,20	44,36	50,51
Jan 2017	8,56	0,38	0,68	1,86	4,63	9,46	38,30	41,59
Jan 2019	7,01	0,21	0,56	1,60	3,89	7,47	32,71	36,35
Jan 2020	5,84	0,31	0,57	1,31	3,27	6,11	26,16	32,81
Jan 2021	5,80	0,15	0,57	1,26	2,99	6,11	28,60	33,51
Jul 2021	6,65	0,18	0,63	1,44	3,44	7,26	30,27	39,30
Jan 2022	6,30	0,18	0,57	1,43	3,34	6,77	29,62	39,96
Jul 2022	8,02	0,26	0,84	1,82	4,50	8,71	33,10	49,89
Okt 2022	13,14	0,79	1,07	3,24	7,94	14,63	46,45	64,29
Jan 2024	7,41	0,25	0,73	1,90	4,56	8,42	30,58	36,01

Anmerkungen: Bite-1 (Anteil) ist der Anteil der Arbeitnehmer:innen, die unter der Mindestlohnschwelle verdienen, während Bite-2 (Abstand) der durchschnittliche Abstand bei den Stundenlöhnen zum Mindestlohn ist, wobei Nullen für Arbeitnehmer:innen, die nicht vom Mindestlohn betroffen sind, verwendet werden.

Quelle: DIW Econ.

**Tabelle A-4**  
**Verteilung der Bite-1 (Anteil) und Bite-2 (Abstand) über vierstellige ECOICOP nach Mindestlohneinführung und -erhöhungen**

	Durchs.	Min.	5.	25.	50.	75.	95.	Max.
<i>VSE/VE: Bite-1 (Anteil)</i>								
Jan 2015	11,29	0,53	0,67	2,93	6,99	16,98	33,58	49,33
Jan 2019	6,97	0,10	0,30	1,66	3,87	10,90	21,76	34,14
Jul 2022	8,28	0,43	0,55	2,78	5,61	11,73	23,75	37,68
Okt 2022	15,01	0,83	0,93	5,40	11,02	22,63	43,04	57,41
Jan 2024	10,37	0,56	0,73	3,16	7,73	15,81	29,99	40,63
<i>VSE/VE: Bite-2 (Abstand)</i>								
Jan 2015	15,98	0,76	0,88	3,98	9,27	24,90	43,69	79,02
Jan 2019	2,39	0,04	0,20	0,71	1,61	3,53	7,08	11,14
Jul 2022	6,84	0,75	1,02	3,04	4,72	9,04	14,88	50,44
Okt 2022	24,65	1,68	2,11	9,39	17,91	37,93	67,24	99,08
Jan 2024	8,42	1,07	1,41	3,80	6,83	11,91	20,25	26,70
<i>ES: Bite-1 (Anteil)</i>								
Jan 2015	11,00	0,36	0,73	2,91	7,06	15,43	44,12	50,51
Jan 2017	9,40	0,38	0,59	2,68	5,96	11,56	38,97	41,59
Jan 2019	7,64	0,23	0,56	2,14	4,60	9,83	32,53	34,72
Jan 2020	6,28	0,33	0,52	1,81	3,75	8,36	26,16	31,01
Jan 2021	6,33	0,16	0,52	1,58	3,90	8,03	29,00	33,51
Jul 2021	7,33	0,20	0,56	1,87	4,58	9,24	33,04	39,30
Jan 2022	6,92	0,20	0,49	1,78	4,23	8,84	29,82	39,96
Jul 2022	8,90	0,29	0,59	2,41	5,72	11,49	37,59	49,89
Okt 2022	14,62	0,79	0,98	4,41	10,53	20,53	52,80	64,29
Jan 2024	8,01	0,28	0,61	2,34	5,67	10,43	30,58	36,01

Anmerkungen: Bite-1 (Anteil) ist der Anteil der Arbeitnehmer:innen, die unter der Mindestlohnschwelle verdienen, während Bite-2 (Abstand) der durchschnittliche Abstand bei den Stundenlöhnen zum Mindestlohn ist, wobei Nullen für Arbeitnehmer:innen, die nicht vom Mindestlohn betroffen sind, verwendet werden.

Quelle: DIW Econ

**Tabelle A-5**  
**Korrelation Bite-1 (Anteil), VPI, Handelbarkeit und die Energieintensität**

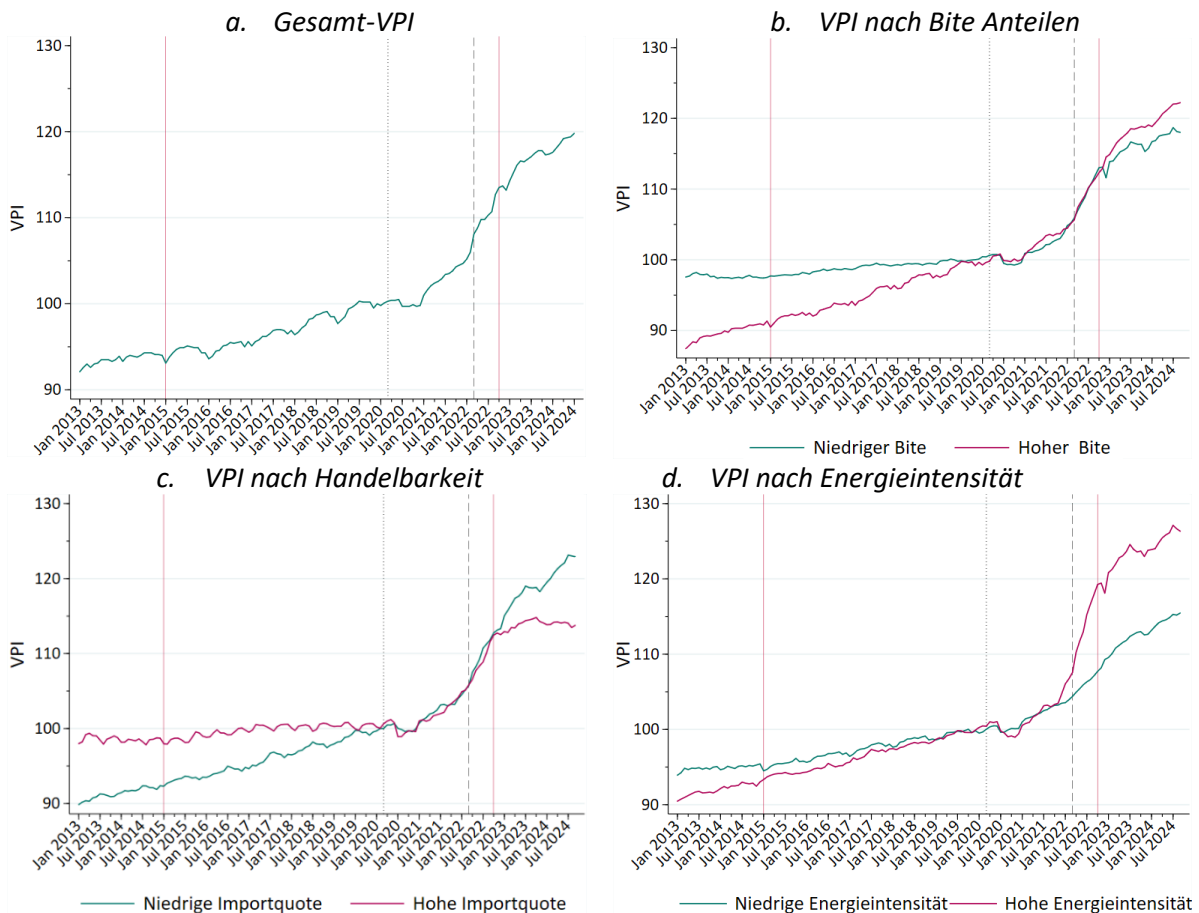
	Bite-1 (Anteil)	VPI	VPI Wachstum	Importe / Exporte	Energie Intensität
<b>Bite-1 (Anteil)</b>	1,00				
<b>VPI</b>	-0,01	1,00			
<b>VPI Wachstum</b>	-0,03	0,98*	1,00		
<b>Importe / Exporte</b>	-0,25*	-0,06	-0,06	1,00	
<b>Energie Intensität</b>	-0,16	0,48*	0,49*	0,27*	1,00

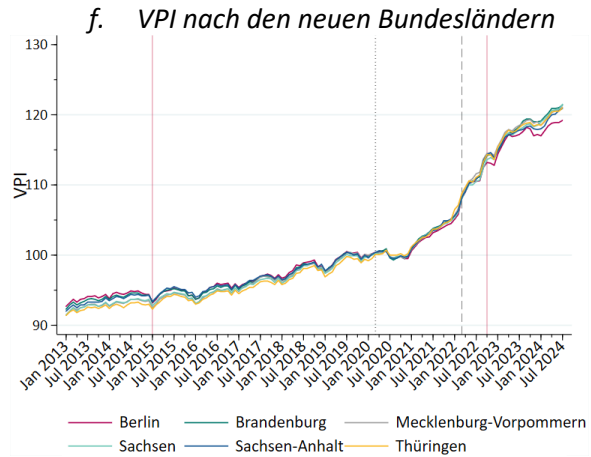
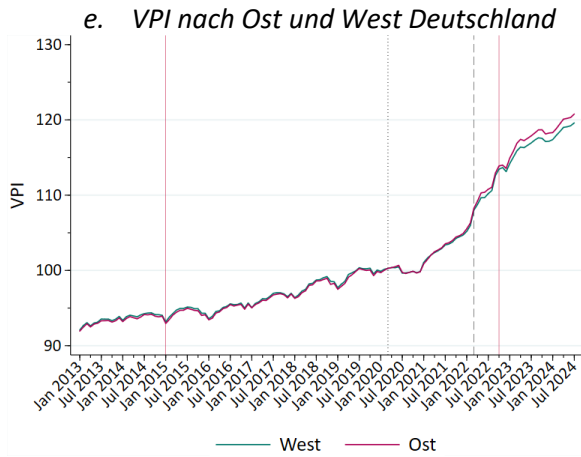
Anmerkungen: Die Variablen VPI und Bite beziehen sich auf Oktober 2022. Bite-1 (Anteil) ist der Anteil der Arbeitnehmer:innen, die unterhalb der Mindestlohnschwelle verdienen, gemessen an den VSE/VE-Daten. Die Handelbarkeit wird durch das Maximum zwischen dem Anteil der Importe und dem Anteil der Exporte nach Produkten dargestellt. Beide Anteile werden aus der Input-Output-Tabelle für 2015 abgeleitet (Destatis, 2020b). Die Energieintensität nach Produkten basiert auf Schätzungen des britischen Office for National Statistics (UK ONS, 2023). Statistische Signifikanz: \*  $p < 0,05$ .

Quelle: DIW Econ.

## A.5 Zusätzliche deskriptive Statistiken zum VPI - Absolute Werte

**Abbildung A-2**  
**Entwicklung des VPI (Hauptindex und Teilindizes) im Zeitraum 2013-2024**





Anmerkungen: Basiert auf Daten von Destatis (61111). Die beiden roten Linien stellen die Mindestlohneinführung (Januar 2015) bzw. den größten Anstieg (Oktober 2022) dar. Die gestrichelte Linie markiert den konventionellen Beginn der Covid-19-Pandemie (März 2020), während die graue gestrichelte Linie den Beginn der russischen Aggression gegen die Ukraine (Ende Februar 2022) anzeigt.

Quelle: DIW Econ.

## Anhang B. Zusätzliche Ergebnisse

### B.1 Trendbereinigung

Die Trendbereinigung wird mit Hilfe eines zweistufigen Verfahrens durchgeführt. In der ersten Stufe wird eine Regression durchgeführt, bei der der VPI auf Produkt-Monats-Ebene ( $Price_{pt}$ ) als abhängige Variable und eine Trendvariable  $t$  sowie die Interaktion zwischen der Trendvariable und dem Bite-Maß ( $t \times Bite_p$ ) die erklärenden Variablen darstellen. Dabei werden nur die Beobachtung vor der Periode berücksichtigt.<sup>34</sup>

$$Price_{pt} = \alpha + \delta t + \theta(Bite_p \times t) + \gamma Bite_p + \varepsilon_{pt} \text{ for } -12 \geq t \geq -2$$

Der geschätzte Trend-Unterschied für Produkte mit hohem bzw. niedrigem Bite, d.h.  $\hat{\theta}(Bite_p \times t)$ , wird anschließend vom VPI für den gesamten Untersuchungszeitraum bis  $t = 11$  subtrahiert, um den trendbereinigte VPI zu berechnen:

$$Price\_Trendbereinigt_{pt} = Price_{pt} - \hat{\theta}(Bite_p \times t) \text{ for } -12 \geq t \geq 11$$

In der zweiten Stufe, den eigentlichen DiD-Event-Study-Schätzungen, werden die trendbereinigten Preisindikatoren als Outcome-Variable (Gleichung (2)) genutzt:

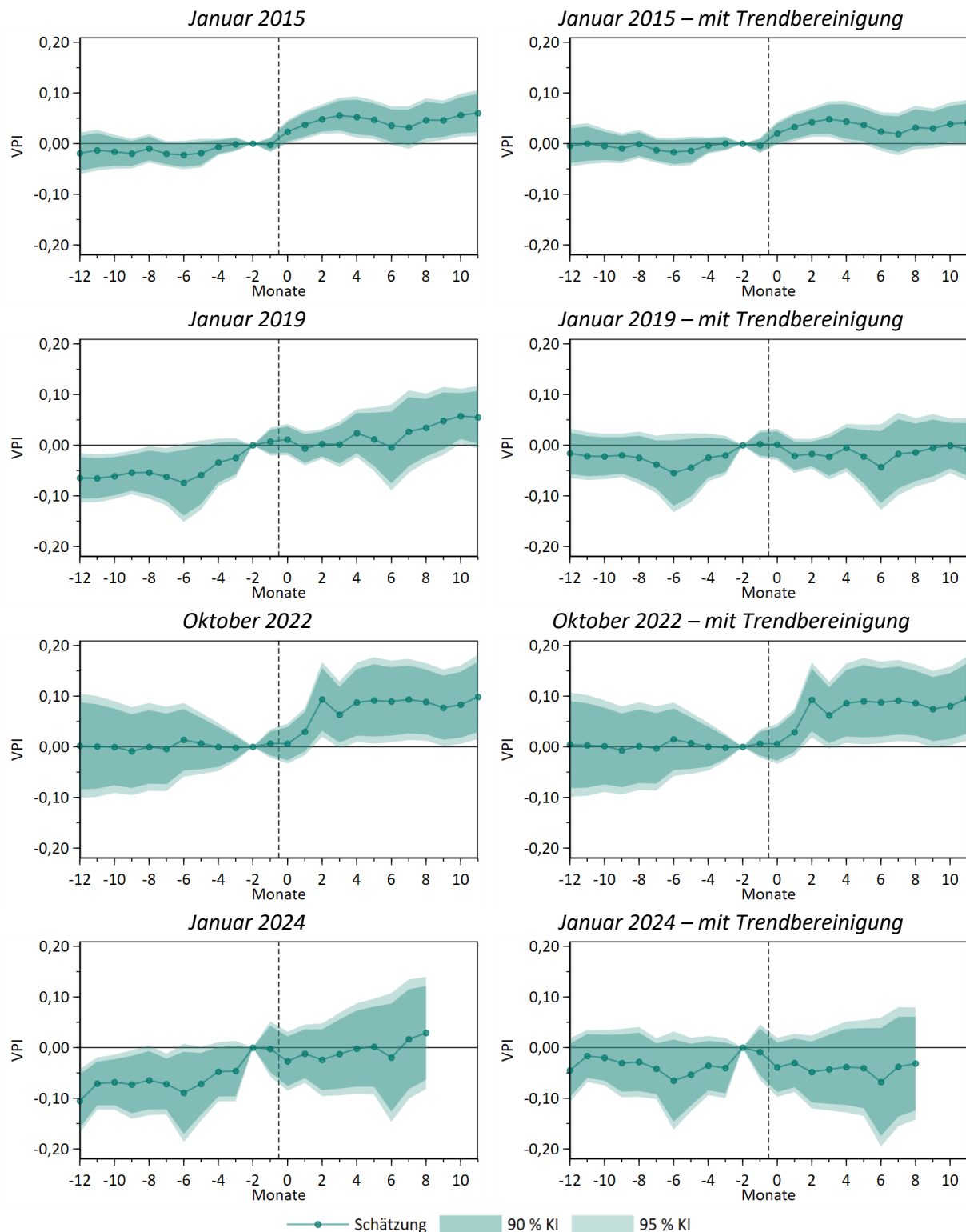
$$Price\_Trendbereinigt_{pt} = \alpha + \sum_{t \neq t_b} \beta_t(Bite_p \times T_t) + \gamma Bite_p + T_t + \varepsilon_{pt}$$

Die nachfolgenden Event-Studies (Abbildung B-1, Abbildung B-2 und Abbildung B-3) stellen die Ergebnisse für den unbereinigten VPI neben unseren Hauptergebnissen für den bereinigten VPI für Bite-1 (Anteil) und Bite-2 (Abstand) dar. Hier sehen wir, dass die Trendbereinigung für Januar 2017 und Januar 2023 wichtig ist, sich aber offensichtlich wenig für Januar 2015 und Oktober 2022 unterscheidet.

---

<sup>34</sup> Konkret verwenden wir die Monate vom Beginn des Beobachtungsfensters, beispielsweise  $t-12$ , bis einschließlich  $t-2$ . Der Monat  $t-1$  wird nicht verwendet, um zu vermeiden, dass mögliche Antizipationseffekte mit dem Trend vermischt werden (ähnlich wie bei den DiD-Modellen).

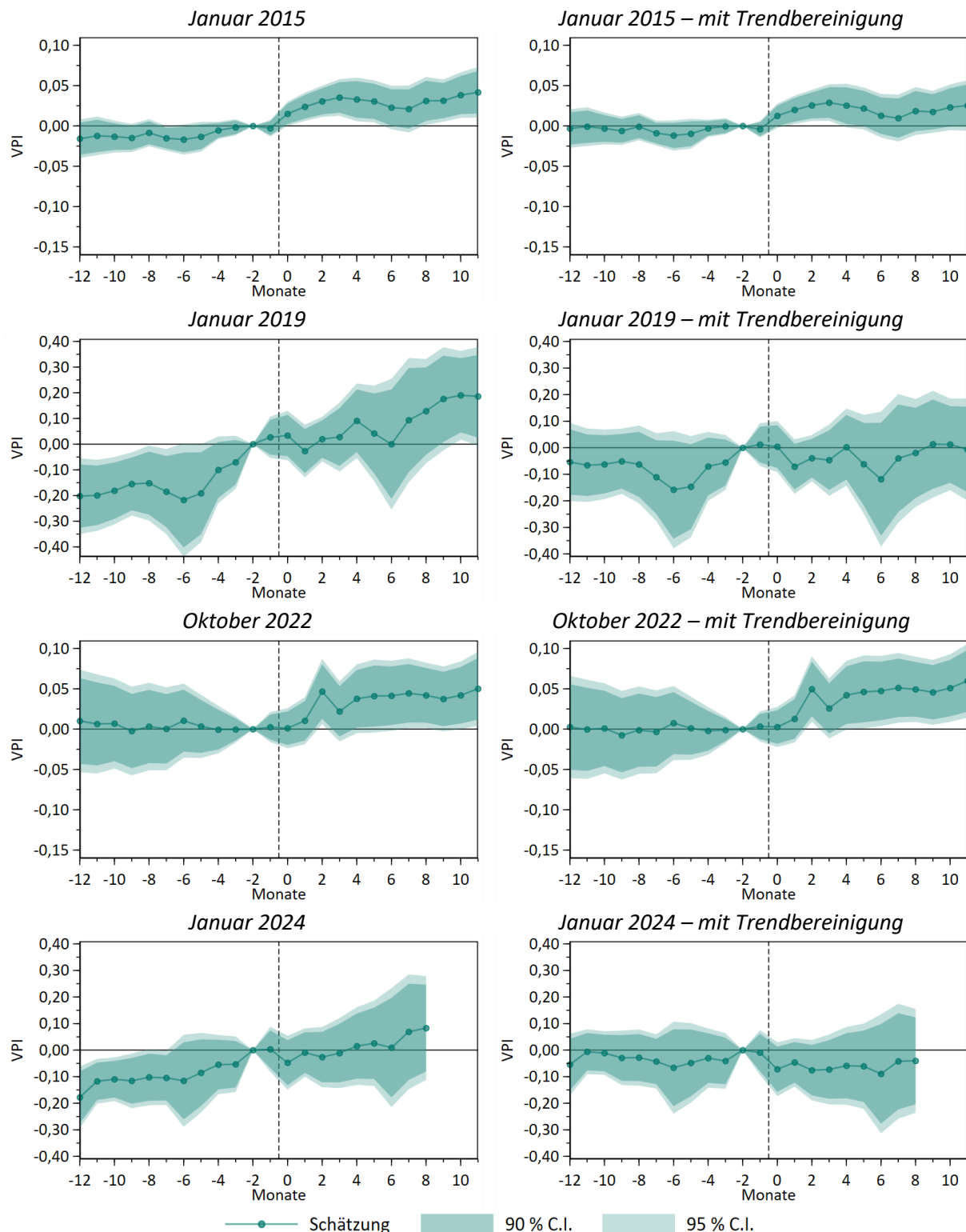
**Abbildung B-1**  
**Ergebnisse der Event-Studies mit und ohne Trendbereinigung - Bite-1 (Anteil)**



Anmerkungen: Die Abbildung zeigt die Ergebnisse der Schätzungen der DiD-Event-Study aus Gleichung (2). Die abhängige Variable ist der VPI auf der Produktmonatebene, der für jede Anhebung bei  $t=-2$  auf 100 normiert wurde. Der Bite wird als der Anteil der Arbeitnehmer:innen unterhalb des Mindestlohns unter Verwendung der VSE/VE-Daten berechnet (Bite-1, Anteil). Das Verfahren der Trendbereinigung wird im Haupttext beschrieben. Die angegebenen Konfidenzintervalle basieren auf Standardfehlern, die auf der Produktebene geclustert sind.

Quelle: DIW Econ.

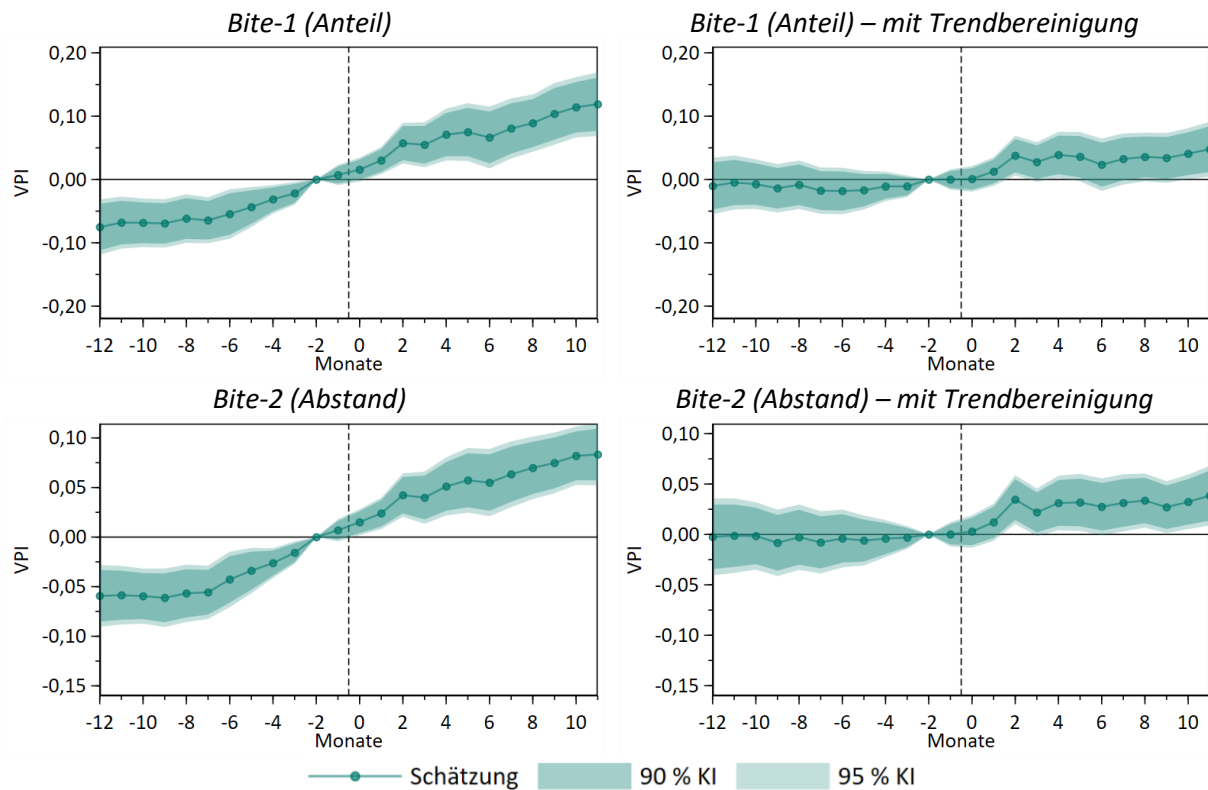
**Abbildung B-2**  
**Ergebnisse der Event-Studies mit und ohne Trendbereinigung - Bite-2 (Abstand)**



Anmerkungen: Die Abbildung zeigt die Ergebnisse der Schätzungen der DiD-Event-Study aus Gleichung (2). Die abhängige Variable ist der VPI auf der Produktmonatsebene, der für jede Anhebung bei  $t=-2$  auf 100 normiert wurde. Bite wird gemessen als die durchschnittliche Abstand der Stundenlöhne zum Mindestlohn (Bite-2, Abstand). Das Verfahren der Trendbereinigung wird im Haupttext beschrieben. Die angegebenen Konfidenzintervalle basieren auf Standardfehlern, die auf der Produktebene geclustert sind.

Quelle: DIW Econ.

**Abbildung B-3**  
**Ergebnisse der Pooled-Event-Study Analyse mit und ohne Trendbereinigung**

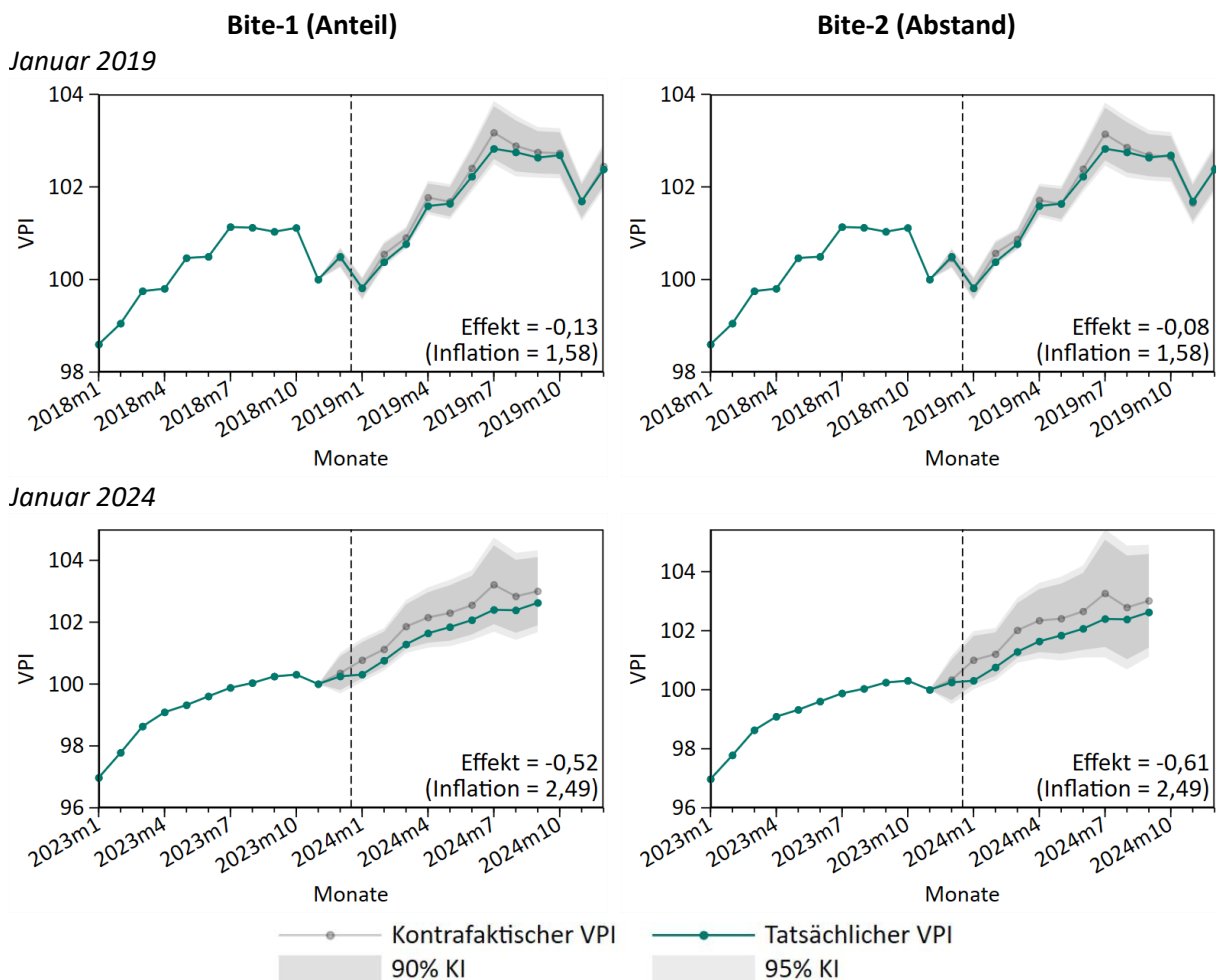


Anmerkungen: Die Abbildung zeigt die Ergebnisse der stacked DiD-Event-Study zur Schätzung von Gleichung (3) über die Einführung und drei Erhöhungen (Januar 2015, Januar 2019, Oktober 2022 und Januar 2024). Die abhängige Variable ist der VPI auf der Produktmonatsebene, der für jede Anhebung bei  $t=-2$  auf 100 normiert wurde. Der Bite wird berechnet als der Anteil der Arbeitnehmer:innen unterhalb des Mindestlohns (Bite-1, Anteil) oder als der durchschnittliche Abstand der Stundenlöhne zum Mindestlohn, wobei Nullen für Arbeitnehmer:innen verwendet werden, die nicht vom Mindestlohn betroffen sind (Bite-2, Abstand). Die angegebenen Konfidenzintervalle basieren auf Standardfehlern, die auf der Produkt-Erhöhung Ebene geclustert sind.

## B.2 Kontrafaktische Berechnung für Januar 2019 und Januar 2024

Im Haupttext zeigen die kontrafaktische Berechnung für die Mindestlohneinführung im Januar 2015 und die Erhöhung im Oktober 2022 erheblichen Auswirkungen. In Abbildung B-4 dokumentieren wir die gleiche Analyse für die beiden kleineren Mindestlohnanhebungen im Januar 2019 und Januar 2024. In beiden Fällen gibt es zwar eine gewisse Abweichung zwischen dem tatsächlichen und dem kontrafaktischen VPI, aber diese Unterschiede sind statistisch nicht signifikant.

**Abbildung B-4**  
**Ergebnisse der kontrafaktischen Analyse zu den Effekten der Mindestlohnerhöhungen im Januar 2019 und**  
**Januar 2024 auf den VPI**



Anmerkungen: Die Abbildung zeigt den tatsächlichen VPI im Vergleich zum geschätzten kontrafaktischen VPI und die Konfidenzintervalle des 90-prozentigen und 95-prozentigen Niveaus (graue Bereiche) in einem 12-Monats-Fenster um jede Anhebung. Zur Berechnung des tatsächlichen VPI wird der Durchschnitt des VPI für alle Produkte in jedem Monat, gewichtet nach den Ausgabenanteilen, herangezogen. Um die kontrafaktische Reihe ab  $t=-1$  zu erstellen, subtrahieren wir den geschätzten Mindestlohneffekt vom beobachteten VPI für jedes Produkt in jedem Monat und nehmen dann den ausgabenbewichteten Durchschnitt. Die geschätzten Mindestlohneffekte (oder Konfidenzintervalle) in jedem Monat sind der Bite auf Produktebene mal der Schätzung (oder Konfidenzintervalle) der Event-Study für diesen Monat. Wir verwenden die Schätzungen der Event-Study mit einem 12-Monats-Fenster und Trendbereinigung, wie in der rechten Spalte von Abbildung 5-1 (Bite-1, Anteil) und Abbildung 5-2 (Bite-2, Abstand) dargestellt. Der Bite wird berechnet als der Anteil der Arbeitnehmer:innen unterhalb des Mindestlohns (Bite-1, Anteil) oder als der durchschnittliche Abstand des Stundenlohns zum Mindestlohn, wobei Nullen für Arbeitnehmer:innen, die nicht vom Mindestlohn betroffen sind, verwendet werden (Bite-2, Abstand). Beide Indikatoren werden auf der Grundlage von VSE/VE-Daten errechnet.

Quelle: DIW Econ.

### B.3 Alternativer Datensatz und weitere Erhöhungen

Alle bisher vorgestellten Ergebnisse stützen sich auf VSE/VE-Daten. Wie in Abschnitt 3.1, ist die VSE/VE die bevorzugte Datenquelle für die Berechnung der Bites, da sie eine repräsentative Stichprobe liefert, die nicht nur Vollzeitbeschäftigte, sondern auch Teilzeitbeschäftigte und geringfügig Beschäftigte

umfasst. Eine Einschränkung der VSE/VE-Daten ist jedoch, dass sie nicht alle Erhöhungen abdecken, da sie nur für die Jahre 2014, 2018, 2022 und 2023 verfügbar sind. Daher haben wir zur Überprüfung der Robustheit die Schätzungen für alle zehn Erhöhungen unter Verwendung der ES-Daten repliziert.

Darüber hinaus haben wir die Daten der ES zur Imputation der VSE-Daten für die Erhöhungen verwendet, die nicht von der VSE/VE erfasst wurden. Bei dieser Imputation wird davon ausgegangen, dass sich die VSE/VE- und die ES-Daten zwar in den von ihnen erfassten Gruppen von Arbeitnehmer:innen unterscheiden, dass diese Unterschiede aber wahrscheinlich im Laufe der Zeit relativ konstant waren, insbesondere über zusammenhängende Jahre. Dementsprechend imputieren wir den VSE/VE Bite-1 (Anteil) für die nicht durch VSE/VE-Daten abgedeckte Erhöhung  $n$ , indem wir den VSE/VE Bite-1 (Anteil) der letzten vorhergehenden abgedeckten Erhöhung,  $h$ , nehmen und diese mit der durchschnittlichen Anstiegsrate des Bite-1 (Anteil) aus dem ES-Datensatz fortschreiben:

$$Bite1_{p,n}^{VSE*} = Bite1_{p,h}^{VSE} \times \frac{\overline{Bite1}_n^{ES}}{\overline{Bite1}_h^{ES}}$$

wobei sich  $VSE^*$  auf imputierte VSE-Werte bezieht,  $n$  auf Januar 2017, Januar 2020, Januar 2021, Juli 2021 oder Januar 2022,  $h$  auf Januar 2015 (für  $n = \text{Januar 2017}$ ) oder Januar 2019 (für die restlichen nicht abgedeckten Erhöhungen), and  $\overline{Bite1}_n^{ES}$  der durchschnittliche ES Bite-1 (Anteil) über alle Produkte ist, d.  $h = \sum_p Bite1_{p,n}^{ES} / P$ , wobei  $P$  die Gesamtzahl der Produkte ist.

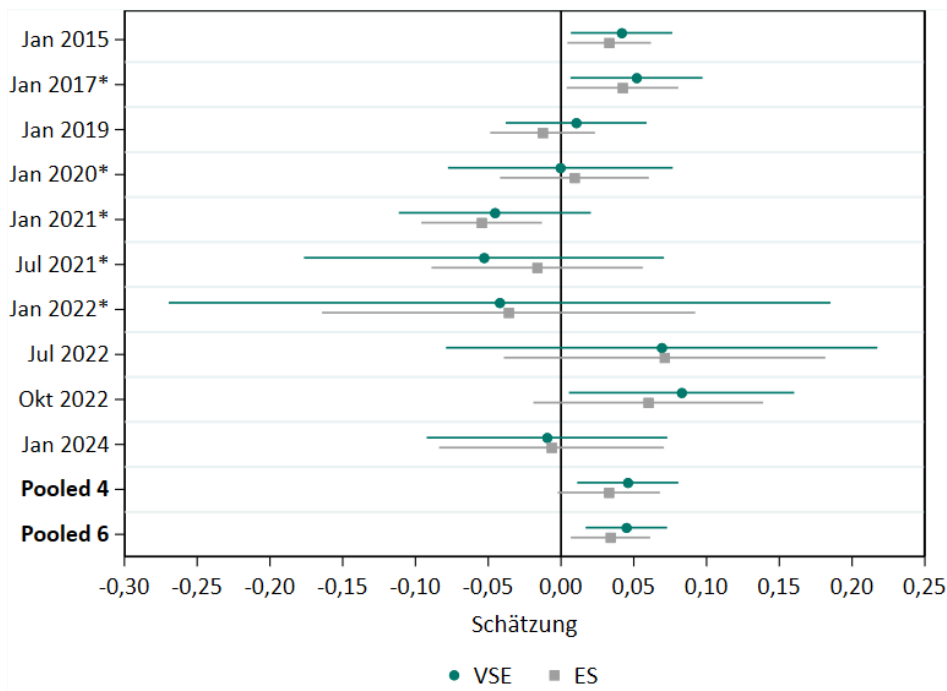
Die Jahre 2020 und 2021 sind aufgrund der Covid-19-Pandemie und der damit verbundenen politischen Maßnahmen zur Eindämmung der Pandemie ein besonderer Zeitraum. Wenn wir diese Jahre in die Analyse einbeziehen, müssen wir drei zusätzliche Verzerrungseffekte in diesem Zeitraum spezifisch berücksichtigen. Die ersten beiden sind Covid-19-spezifisch: (1) Eine verringerte Wirtschaftstätigkeit in bestimmten betroffenen Sektoren könnte über das Produkt mit dem Bite-Maß und über die Zeit mit Mindestlohnänderungen korrelieren. (2) Es gab eine vorübergehende Mehrwertsteuersenkung, die als Maßnahme zur Abmilderung der wirtschaftlichen Auswirkungen der Covid-19-Effekte auf die Haushalte eingeführt wurde und zu starken Änderungen des VPI führte, die teilweise mit Mindestlohnänderungen zusammenfallen. Das dritte Problem hängt nicht speziell mit der Covid-19-Pandemie zusammen: (3) Ein Produkt, das Glücksspiel, hat einen strukturellen Bruch in seinen Preisreihen im Jahr 2020, was zu einer verzerrten Schätzung für diese Jahre führt. Diese Probleme und die Art und Weise, wie wir mit ihnen umgehen, werden im Anhang im nächsten Abschnitt (B.4) beschrieben.

Die Ergebnisse unter Verwendung der ES-Daten und für die weiteren Erhöhungen unter Verwendung der VSE-Daten sind in Abbildung B-5 dargestellt. Insgesamt sind die VSE-Schätzungen zwar tendenziell etwas größer, aber die Effektgrößen aus beiden Schätzungen sind über alle Erhöhungen hinweg

bemerkenswert ähnlich. Dies deutet darauf hin, dass der Unterschied zwischen VSE und ES über die Sektoren hinweg konstant zu sein scheint bzw. nicht mit dem Brite-Maß korreliert, obwohl die VSE im Allgemeinen niedrigere Brite aufweist (da sie nur Vollzeitbeschäftigte erfasst). Nur eine der Zwischenerhöhungen weist signifikante Schätzungen auf, wenn man sich auf die VSE-Daten konzentriert. Die signifikant positive Auswirkung ergibt sich für Januar 2017 mit einem Anstieg von 0,34 Euro. Allerdings deuten die Schätzungen der Even-Study in Abbildung B-9 aus Anhang B.5 darauf hin, dieser Anstieg wahrscheinlich auf ein anderes Ereignis als die Mindestloohnerhöhung zurückzuführen ist, da der Preiseffekt erst sechs Monate nach der eigentlichen Erhöhung im Januar 2017 deutlich zunimmt (vgl. anhang B.5). Die anderen vier zwischenzeitlichen Erhöhungen, die keine Auswirkungen hatten, stellen allesamt recht geringe Änderungen des Mindestlohns dar (0,16 Euro, 0,15 Euro, 0,10 Euro und 0,22 Euro). Die Analysen mit der ES stimmen damit überein, mit Ausnahme des Effektes für Januar 2021, die eine signifikant negative Schätzung aufweisen. Eine mögliche Erklärung für diesen unerwarteten Befund ist, dass die zusätzlichen Verzerrungseffekte in diesen Jahren nicht vollständig berücksichtigt werden konnten, wie im Anhang in Abschnitt B.4 erläutern. Außerdem könnten die ES-Daten die Folgen der Kurzarbeit während der Covid-19-Pandemie nur unvollständig erfassen. Das Auftreten dieser Faktoren spiegelt sich auch in den sehr großen Standardfehlern für die Schätzungen in diesem Zeitraum wider.

Neben der Wiederholung der gepoolten Schätzung mit der Mindestlohneinführung und denselben drei Erhöhungen (Januar 2015, Januar 2019, Oktober 2022 und Januar 2024) konnten wir auch ein gepooltes Modell mit zwei zusätzlichen Erhöhungen, nämlich Januar 2017 und Januar 2020, schätzen. Die Schätzungen sind recht ähnlich und aufgrund der höheren Anzahl von Beobachtungen präziser. Wir haben die Erhöhungen aus den Jahren 2020/21 nicht hinzugefügt, da das Schätzproblem in diesem Zeitraum den Nutzen der Vorhersagekraft der einzigen inkrementellen Änderungen des Mindestlohns in diesen Jahren überwiegt.

**Abbildung B-5**  
**DiD-Ergebnisse zum Effekt des Mindestlohns auf den VPI in einem Vergleich zwischen ES- und VSE/VE-Daten -**  
**Bite-1 (Anteil)**



Anmerkungen: Die Abbildung zeigt die Ergebnisse gepoolter DiD-Schätzungen von Gleichung (1) für jede der zehn Erhöhungen und die Stapelung über die Einführungen und drei Erhöhungen (Januar 2015, Januar 2019, Oktober 2022 und Januar 2024) oder sechs Erhöhungen (mit Januar 2017 und Januar 2020). Der Bite wird als der Anteil der Arbeitnehmer:innen unterhalb des Mindestlohns berechnet, der entweder anhand von VSE/VE- oder ES-Daten gemessen wird (Bite-1, Anteil). Die ES-Daten decken alle Erhöhungen ab, während die VSE/VE-Daten auf Januar 2015, Januar 2019, Juli 2022, Oktober 2022 und Januar 2024 beschränkt sind. Die VSE/VE-Daten für die übrigen Erhöhungen werden wie im Haupttext beschrieben imputiert. Die mit \* gekennzeichneten Erhöhungen sind diejenigen, für die der VSE/VE-Anteil unterstellt wurde. Die Spezifikationen für Erhöhungen in den Jahren 2020 und 2021 werden angepasst, um den besonderen Umständen dieser Jahre Rechnung zu tragen (vgl. Abschnitt B.4). Alle Modelle decken ein 12-Monats-Fenster um die Erhöhung herum ab und enthalten eine Trendbereinigung, wie in der vierten Spalte von Tabelle 5-1 (Single Events) und Tabelle 5-3 (Pooled Events). Das Verfahren der Trendbereinigung wird in Abschnitt 5.1.1 beschrieben. Die abhängige Variable ist der VPI auf der Ebene der Produktmonate, der bei  $t=-2$  für jede Erhöhung auf 100 normiert wurde. Die ausgewiesenen 90 Prozent-Koeffizienten basieren auf Standardfehlern, die auf der Ebene der Produkt-Erhöhung geclustert wurden.

Quelle: DIW Econ.

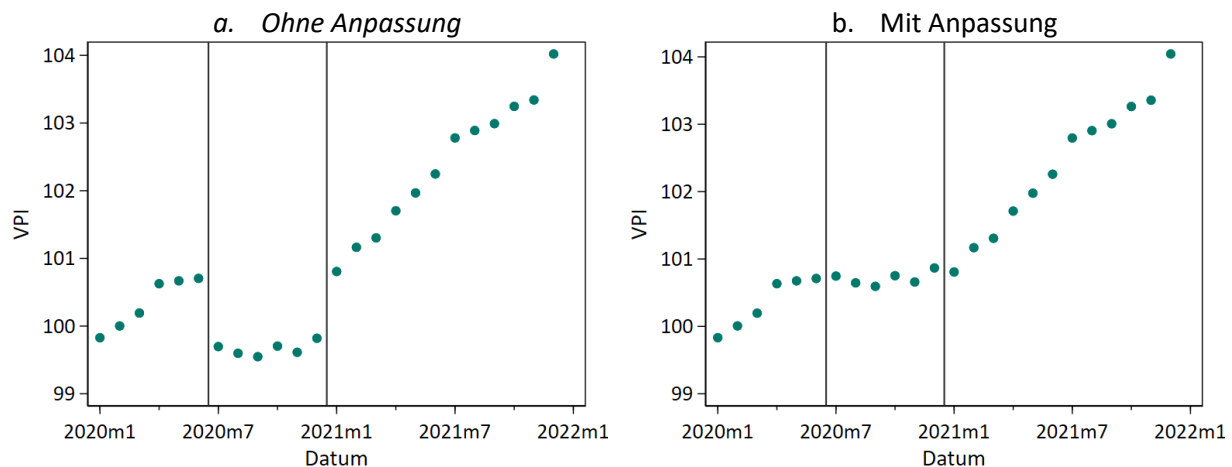
## B.4 Mindestloohnerhöhungen in den Jahren 2020 und 2021: COVID-19 und vorübergehende Änderungen der Mehrwertsteuer

Wie im Haupttext erläutert, werden für die Schätzung der Auswirkungen für die Jahre 2020 und 2021 drei weiteren potenziellen Ursachen für Verzerrungen berücksichtigt, die für diese Jahre spezifisch sind. Erstens berücksichtigen wir einen möglichen Rückgang der Wirtschaftstätigkeit in bestimmten Sektoren aufgrund von Covid-19, der mit dem Bite-Maß über das Produkt und mit den Mindestlohnveränderungen im Laufe der Zeit korreliert sein könnte. Zu diesem Zweck erstellen wir einen Indikator für die von der Pandemie am stärksten betroffenen Produkte „öffentliche

Verkehrsmittel“ (0731-0736), „Hotel- und Gaststättengewerbe“ (1111, 1112, 1120) sowie „Sport-, Freizeit- und Kulturdienstleistungen“ (0941, 0942) und nehmen dann diesen Indikator multipliziert mit dem Post-Variable als zusätzliche Kontrolle für jede der drei Erhöhungen im Jahr 2020/21 ins Modell auf.

Das zweite Problem ist, dass der VPI durch eine vorübergehende Änderung der Mehrwertsteuer zwischen Juli und Dezember 2020 beeinflusst wurde, die als Maßnahme zur Abmilderung der wirtschaftlichen Auswirkungen der Covid-19-Rezession auf die Haushalte eingeführt worden war. Wir berücksichtigen dies, indem wir die VPI-Messung in einem ersten Schritt anpassen. Wir regressieren den monatlichen VPI auf eine Indikatorvariable, die für die Monate, in denen die Mehrwertsteueränderung in Kraft war, gleich eins ist, eine Interaktion dieses Indikators mit den Produktgruppe (um eine unterschiedliche Auswirkung der Mehrwertsteueränderung je nach Produktgruppe zu berücksichtigen), sowie auf Monatsdummies für die verbleibenden Monate in den Jahren 2020 und 2021, wobei der Monat vor der Mehrwertsteuersenkung als Basismonat dient. Schließlich ziehen wir die aus dieser Regression geschätzte Preisänderung während des Mehrwertsteuerzeitraums von der VPI-Reihe ab. Abbildung B-6 zeigt die ursprüngliche, nicht bereinigte VPI-Reihe (Panel a) und die VPI-Reihe nach dieser Bereinigung (Panel b), jeweils gemittelt über alle Produkte.

**Abbildung B-6**  
**Durchschnittlicher VPI in den Jahren 2020 und 2021 ohne und mit Anpassung an die vorübergehende Mehrwertsteueränderung**



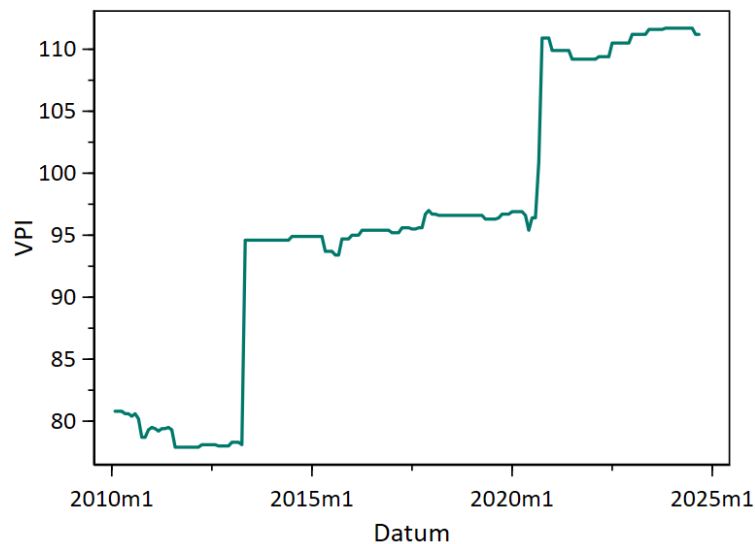
Anmerkungen: Die Abbildung zeigt den durchschnittlichen VPI für die vierstelligen ECOICOP ohne (Panel a) und mit (Panel b) der Bereinigung um die vorübergehende Mehrwertsteueränderung. Basiert auf Daten von Destatis (61111).

Quelle: DIW Econ.

Das dritte Problem hängt nicht ausdrücklich mit der Covid-19-Pandemie zusammen. Die Preise für „0943 - Glücksspiele“ weisen einen Bruch in den Jahren 2020/2021 auf, der die Schätzung für diese

Jahre beeinflusst. Der Bruch ist in Abbildung B-7 zu sehen und tritt im September 2020 auf. Aus diesem Grund schließen wir Glücksspiele bei der Schätzung dieser drei Erhöhungen aus. Die Abbildung zeigt auch einen früheren Bruch, weshalb wir das Glücksspiel auch bei der Schätzung des Placebos für das Jahr 2013 ausschließen (siehe Anhang Abschnitt B.6).

**Abbildung B-7**  
**VPI für Glücksspiele zwischen 2010 und 2024**

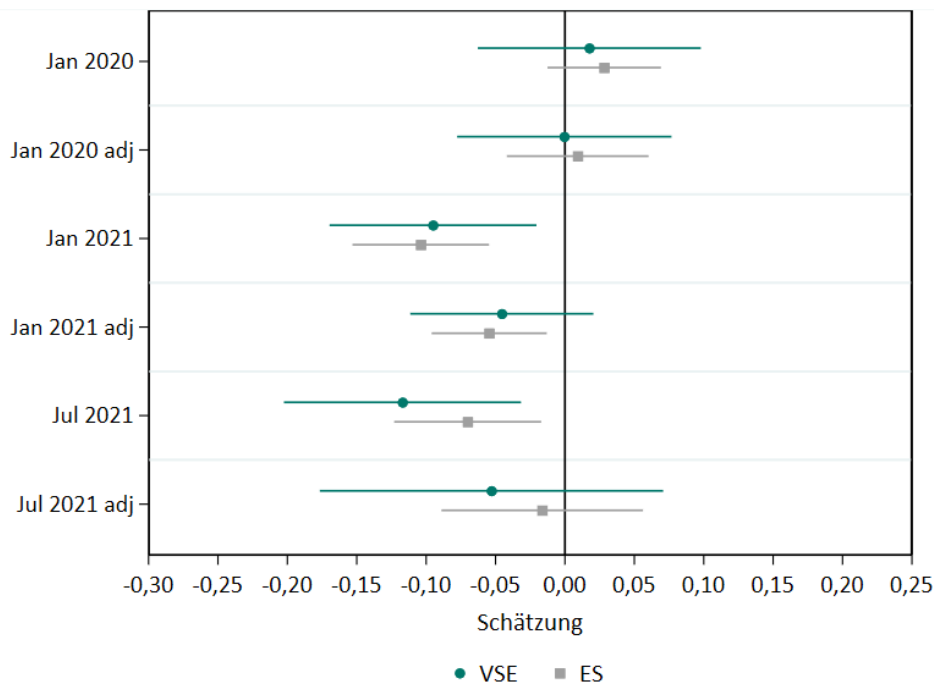


Anmerkungen: Die Abbildung zeigt den monatlichen VPI für ein Produkt, „0943 - Glücksspiele“, über den Zeitraum 2011-2024. Basiert auf Daten von Destatis (61111).

Quelle: DIW Econ.

Vor der Berücksichtigung dieser drei Aspekte weisen sowohl Januar als auch Juli 2021 negative und signifikante Koeffizienten auf (siehe Abbildung B-8). Nach Berücksichtigung der Covid-19-Pandemie, der Mehrwertsteueränderung und des Bruchs bei den Glücksspielpreisen unterscheiden sich die negativen Schätzungen jedoch nicht mehr statistisch signifikant von Null (siehe Abbildung B-5 und Abbildung B-8), was darauf hindeutet, dass die Ergebnisse der vorherigen Schätzungen eher verzerrt waren, als dass es tatsächlich negative Auswirkungen des Mindestlohns gab. Eine detailliertere Analyse (auf Anfrage erhältlich) ergab, dass der Januar 2021 hauptsächlich durch die Mehrwertsteuer verzerrt wird, die gleichzeitig mit der Änderung des Mindestlohns ausläuft und zu Preissteigerungen führte, insbesondere bei Produkten mit hohem Bite. Im Juli 2021 ist es vor allem der strukturelle Bruch bei Glücksspiel, der die negative Schätzung verursacht.

**Abbildung B-8**  
**Robustheit der DiD-Ergebnisse zum Effekt des Mindestlohns auf den VPI durch eine Anpassung an besondere Umstände („adj.“) im Jahr 2020/2021 - Bite-1 (Anteil)**



Anmerkungen: Die Abbildung zeigt die Ergebnisse der DiD-Schätzungen von Gleichung (1) für jede der drei Mindestlohnerhöhungen in den Jahren 2020 und 2021 sowohl ohne als auch mit Anpassung („adj.“) für potenzielle Quellen der Verzerrung in diesen Jahren. Die angepassten Werte („adj.“) finden sich auch in Abbildung B-5. Der Bite wird als der Anteil der Arbeitnehmer:innen unterhalb des Mindestlohns berechnet, der entweder mit VSE/VE- oder ES-Daten gemessen wird (Bite-1, Anteil). VSE/VE-Daten sind für 2020 und 2021 nicht verfügbar. Daher werden die Bites wie in Abschnitt B.3 beschrieben imputiert. Die abhängige Variable ist der VPI auf der Ebene der Produktmonate, der für jede Erhöhungen bei  $t=-2$  auf 100 normiert wurde. Alle Modelle decken ein 12-Monats-Fenster um die Erhöhung ab und enthalten eine Trendbereinigung (siehe Abschnitt 5.1.1 für weitere Einzelheiten). Die ausgewiesenen 90 Prozent-Koeffizienten basieren auf Standardfehlern, die auf der Produktebene geclustert sind.

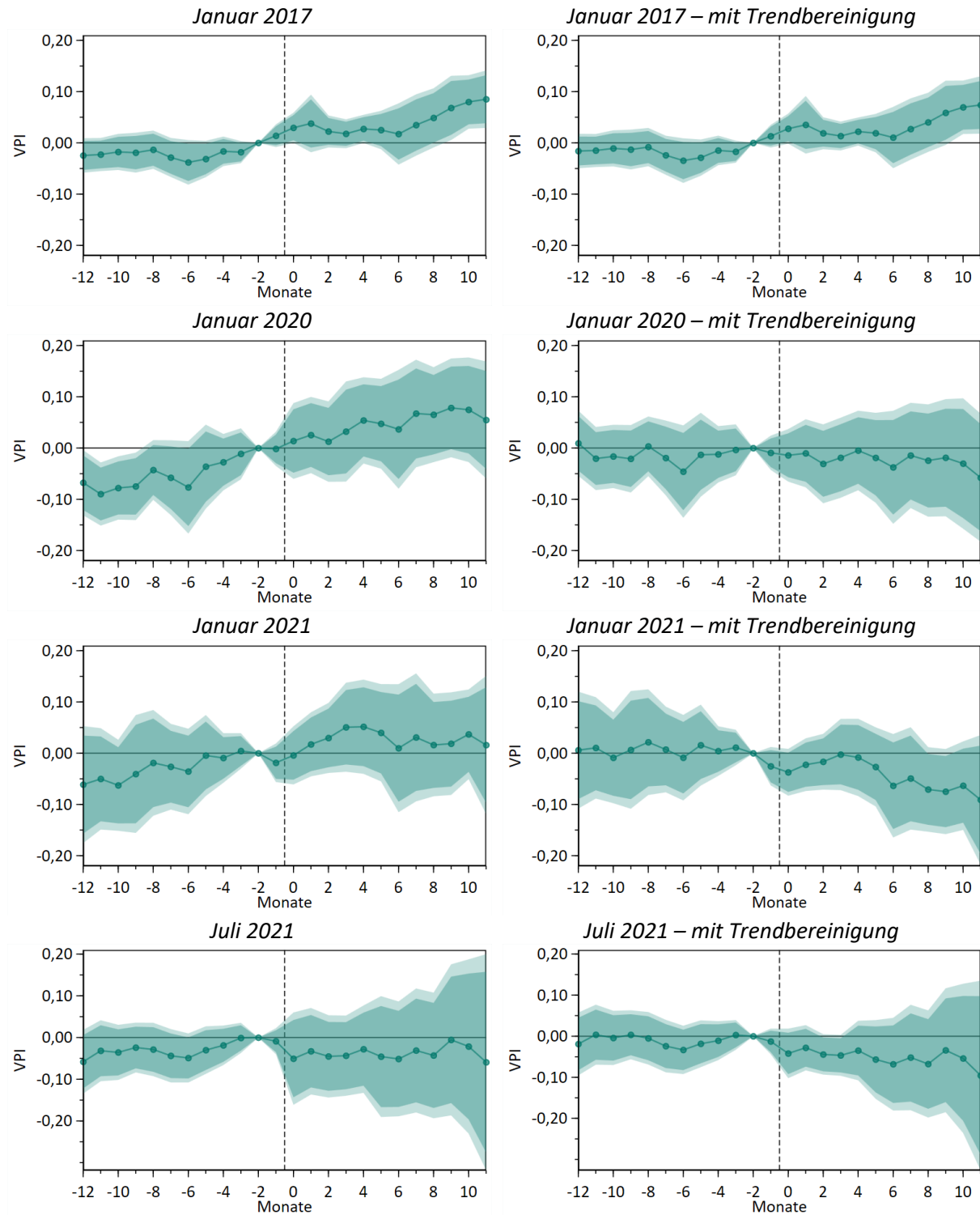
Quelle: DIW Econ.

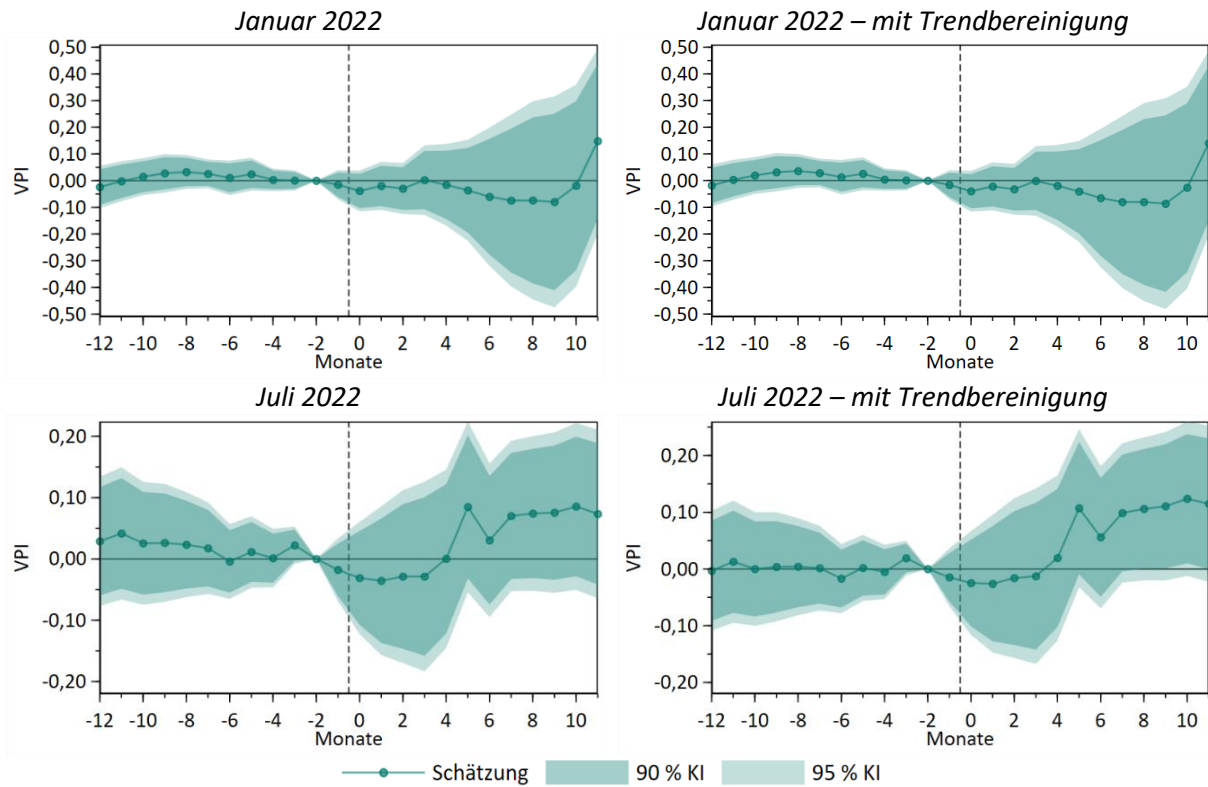
## B.5 Event-Studies für weitere Mindestlohnerhöhungen

Die Event-Studies für weitere Mindestlohnerhöhungen unter Verwendung von Bite-1 (Anteil), die mit VSE-Daten berechnet wurden, sind in Abbildung B-9 dargestellt. Jede der nicht signifikanten Erhöhungen zeigt eindeutig keinen Effekt der Mindestlohnänderung. Die einzige signifikante Erhöhung (Januar 2017) scheint jedoch zum Teil auf Unterschiede zurückzuführen zu sein, die nur etwa ein halbes Jahr nach der Mindestlohnänderung auftreten, was darauf hindeutet, dass sie wahrscheinlich eher zufällig sind als eine Auswirkung der Erhöhung. Diese Event-Study legt nahe, dass die Schätzung für Januar 2017 wahrscheinlich in gewissem Maße überbewertet ist.

**Abbildung B-9**

**Ergebnisse der Event-Studies der weiteren Erhöhungen des Mindestlohns - Bite-1 (Anteil)**





Anmerkungen: Die Abbildung zeigt die Ergebnisse der Schätzungen der DiD-Event-Study aus Gleichung (2). Die abhängige Variable ist der VPI auf der Produktmonatebene, der für jede Erhöhung bei  $t=-2$  auf 100 normiert wurde. Der Bite wird berechnet als der Anteil der Arbeitnehmer:innen unter dem Mindestlohn (Bite-1, Anteil) unter Verwendung von imputierten VSE/VE-Daten, wie in Abschnitt erläutert. Die angegebenen Konfidenzintervalle basieren auf Standardfehlern, die auf der Produktebene geclustert wurden.

Quelle: DIW Econ.

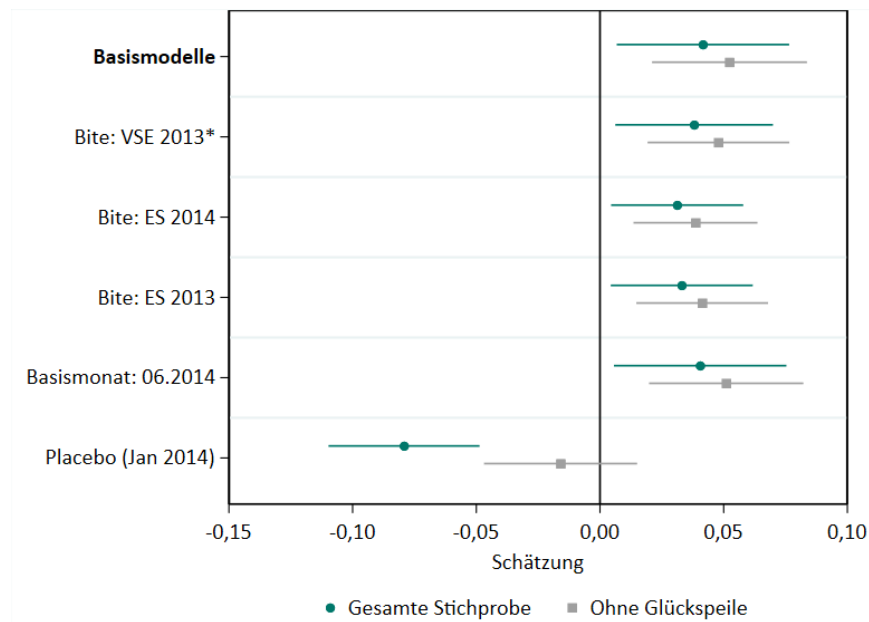
## B.6 Antizipationseffekte und Placebo-Test

In Abbildung B-10 führen wir zusätzliche Robustheitsprüfungen in Bezug auf Antizipationseffekte durch. In den ersten vier Zeilen untersuchen wir mögliche antizipatorische Lohnerhöhungen, die, falls vorhanden, zu einer Fehlmessung des Bites und einer Abschwächung der Schätzungen führen würden. Antizipierte Lohnerhöhungen sind für unsere Basispezifikation für die Einführung des nationalen Mindestlohns im Januar 2015 (in der ersten Zeile dargestellt) praktisch ausgeschlossen, da hier der Bite aus den VSE-Daten vom April 2014 konstruiert wurde, also vor dem Zeitpunkt, zu dem das Mindestlohngesetz im Juni 2014 verabschiedet wurde. Um sicher zu gehen, zeigen wir in der zweiten Zeile, dass die Schätzungen ähnlich ausfallen, wenn wir den Bite anhand noch früherer Verdienstdaten aus der VSE aus dem Jahr 2013, also noch länger vor der Verabschiedung des Gesetzes, berechnen. Die Schätzungen in der dritten und vierten Zeile beziehen sich auf die Auswirkungen der Einführung des Mindestlohns im Jahr 2015, wobei der Bite anhand von ES-Daten aus den Jahren 2014 bzw. 2013 berechnet wurde. Im Falle der ES-Daten stammen die Löhne aus dem Dezember des entsprechenden Jahres, so dass die dritte Zeile den Bite verwendet, der anhand von Löhnen berechnet wurde, die nach der Verabschiedung des Mindestlohngesetzes festgesetzt wurden, und möglicherweise vorzeitige Lohnerhöhungen beinhalten könnte. Die Tatsache, dass die Schätzungen fast identisch mit denen sind, die den Bite des Jahres 2013 verwenden, zeigt, dass vorzeitige Lohnerhöhungen wahrscheinlich nicht in nennenswertem Umfang stattgefunden haben.

Die fünfte Zeile betrifft antizipierte Preiserhöhungen, da Unternehmen in Erwartung höherer Kosten die Preise erhöht haben könnten, bevor der Mindestlohn in Kraft tritt. In der fünften Zeile verwenden wir das Basismodell unter Verwendung der VSE 2014 und ändern aber den Basismonat von November auf Juni 2014. Wenn es einen signifikanten Antizipationseffekt vor November 2014 gäbe, dann würden der Gesamteffekt in diesem Modell steigen. Da die Schätzung in etwa gleichbleibt, dürfte es es keine signifikanten Antizipationseffekte vor November gegeben haben.

Schließlich führen wir einen Placebotest mit Januar 2014 als Einführungsdatum durch. Dieser weist keine signifikant positiven Auswirkungen des Mindestlohns auf den VPI auf. Abbildung B-11 verdeutlicht, warum wir eine negative Placebo-Schätzung erhalten: Ein Produkt mit hohem Bite, das Glücksspiel, weist zum Zeitpunkt  $t = -8$  einen starken Preisanstieg auf, der eine Unregelmäßigkeit in der Trendbereinigung verursacht, was zu einer negativen DiD-Schätzung führt (siehe Abbildung B-7).

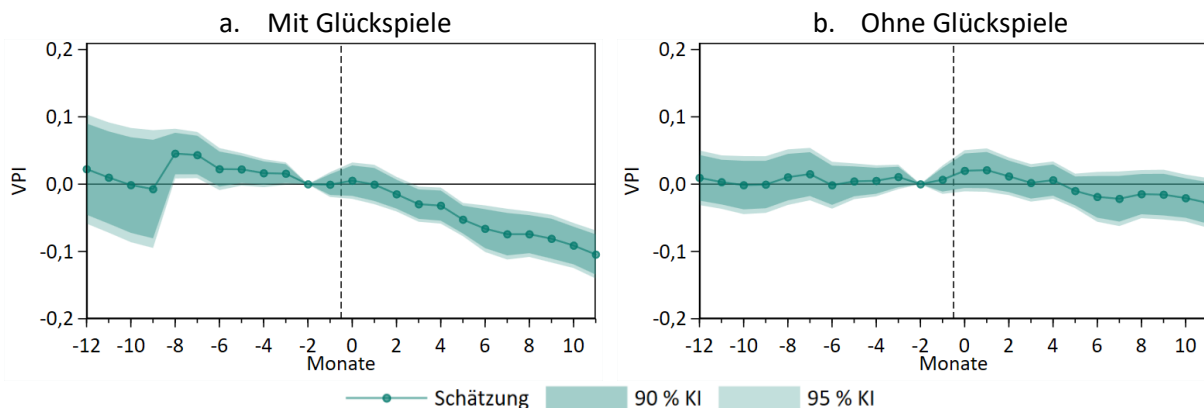
**Abbildung B-10**  
**Robustheit der DiD-Ergebnisse für Januar 2015 gegenüber Antizipationseffekten und Placebo-Test - Bite-1 (Anteil)**



Anmerkungen: Die Abbildung zeigt die Ergebnisse der DiD-Schätzungen von Gleichung (1). Alle Schätzungen stammen aus Modellen, die ein 12-Monats-Fenster abdecken, wobei eine Bereinigung um Pre-Trends wie in der vierten Spalte von Tabelle 5-1 (siehe Anmerkungen zu dieser Tabelle für weitere Einzelheiten). Die erste Zeile zeigt die Basisschätzung für Januar 2015. Die zweite, dritte und vierte Zeile zeigen die Schätzungen für die Einführung, aber unter Verwendung der 2013 (VSE-Daten), 2014 (ES-Daten) bzw. 2013 (ES-Daten) berechneten Bites. In der fünften Zeile wird der Basismonat auf Juni 2014 vorverlegt, während die letzte Zeile die Schätzung eines Placebo-Tests enthält, der eine Einführung im Januar 2014 simuliert. \* bedeutet, dass die Daten wie in Abschnitt B.3. beschrieben imputiert wurden. Die abhängige Variable ist der VPI auf der Produktmonatsebene, der bei  $t=-2$  für jede Einführung auf 100 normiert wurde. Bite wird berechnet als der Anteil der Arbeitnehmer:innen unter dem Mindestlohn, gemessen anhand der VSE/VE- oder ES-Daten (Bite-1, Anteil). Die Monate  $t=-1, 0$  und  $1$  werden in allen Regressionen ausgelassen, um mögliche Antizipationseffekte und Phase-in-Effekte der Schätzungen zu vermeiden. Die Balken stellen die 90 Prozent-Konfidenzintervalle auf der Grundlage von Standardfehlern dar, die auf der Produktebene geclustert sind.

Quelle: DIW Econ.

**Abbildung B-11**  
**Ergebnisse der Event-Study für den Placebo-Test vom Januar 2014 - Bite-1 (Anteil)**



Anmerkungen: Die Abbildungen zeigen die Ergebnisse der Schätzungen der DiD-Event-Study auf der Grundlage von Gleichung (2) unter der Annahme einer Placebo-Behandlung im Januar 2014. Diagramm (a) verwendet die gesamte Stichprobe, während Diagramm (b) das Glücksspiel ausschließt. Alle Schätzungen stammen aus Modellen, die ein 12-Monats-Fenster mit einer Bereinigung um Pre-Trends abdecken (siehe Abschnitt 5.1.1 für weitere Einzelheiten). Die abhängige Variable ist der VPI auf der Produktmonatebene, der bei  $t=-2$  für jede Einführung auf 100 normiert wurde. Bite wird berechnet als der Anteil der Arbeitnehmer:innen unter dem Mindestlohn, gemessen anhand von imputierten VSE/VE-Daten (Bite-1, Anteil), siehe Abschnitt B.3 für Einzelheiten zur Imputation. Die angegebenen Konfidenzintervalle basieren auf Standardfehlern, die auf der Produktebene geclustert sind.

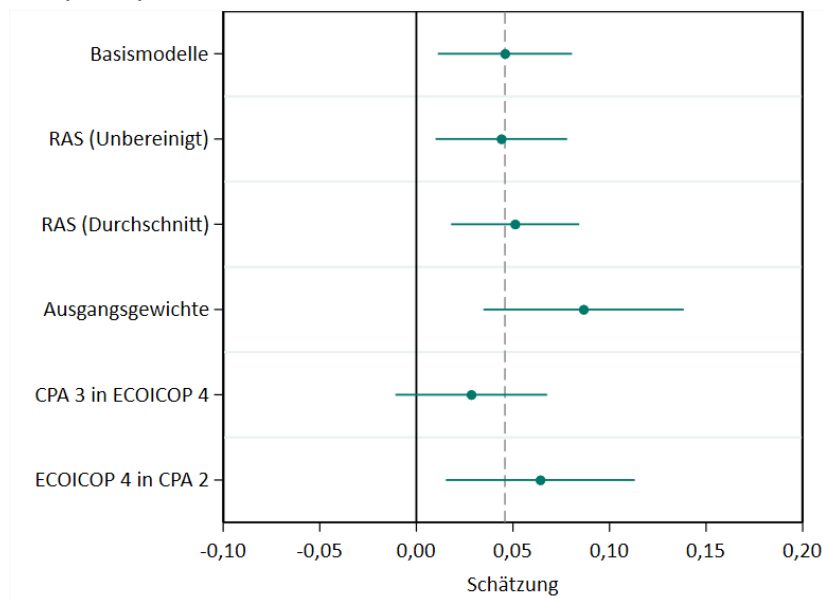
Quelle: DIW Econ.

## B.7 Robustheit bei Verwendung alternativer Umrechnungen von der Sektor- auf die Produktebene

Abbildung B-12 zeigt die Ergebnisse von Sensitivitätsprüfungen zur Umrechnung zwischen Sektoren und Produkten unter Verwendung der gepoolten Schätzung und Bite-1 (Anteil). Wir untersuchen fünf verschiedene Ansätze: (i) RAS-Gewichte, die nicht um Nicht-Konvergenz bereinigt sind; (ii) RAS-Gewichte, die unter Verwendung von „mean“ anstelle von „max“ errechnet wurden, wenn sie auf Produkte/Kategorien auf niedrigerer Ebene aggregiert werden; (iii) rohe Gewichte (unter der Annahme gleicher Ausgabenanteile); (iv) dreistellige CPA Bites umgerechnet in vierstellige ECOICOP; (v) vierstellige ECOICOP in zweistellige CPA-Stellen umgewandelt (d. h. umgekehrte Umwandlung und Analyse auf Sektorebene). Die Unterschiede in den Schätzungen zwischen den verschiedenen Modellen sind statistisch nicht signifikant. Der größte Unterschied ist bei den Ausgangsgewichten zu beobachten. Die großen Konfidenzintervalle deuten darauf hin, dass die Nichtberücksichtigung der Ausgabenanteile zu einer schlechteren Umrechnung führt. Der andere bemerkenswerte Unterschied ist die Umrechnung auf der Grundlage des Bites auf der detaillierteren CPA-3-Ebene, bei der sich die Konfidenzintervalle zwar mit den Hauptschätzungen überschneiden, aber nicht signifikant von Null abweichen. Auch hier sind die Konfidenzintervalle recht groß, was auf eine schwächere Umrechnung zwischen Einheiten auf dieser Ebene schließen lässt. Für die CPA-3-Gewichtungsmatrix fehlten uns

Ausgabendaten für viele Teilsektoren. Stattdessen stützten wir uns auf Ersatzdaten über Umsatz oder Beschäftigung, um Anteile für die Aufteilung der Ausgaben in den übergeordneten Sektoren zu erhalten. Auch das RAS-Verfahren war weniger zufriedenstellend und führte zu größeren Skalierungsfaktoren (siehe Abbildung 3-1) und die umgerechneten Bite-Maß waren nicht für alle Teilsektoren auf der dreistelligen CPA-Ebene verfügbar, so dass weitere Imputationen erforderlich waren.

**Abbildung B-12**  
**Robustheit der gepoolten DiD-Ergebnisse bei Verwendung alternativer Umrechnungsansätze auf Sektor- und Produktebene - Bite-1 (Anteil)**



Anmerkungen: Die Abbildung zeigt die Ergebnisse der stacked DiD-Ansatz von Gleichung (1) über die Mindestlohneinführung und drei Erhöhungen (Januar 2015, Januar 2019, Oktober 2022 und Januar 2024). Alle Schätzungen beruhen auf der Spezifikation für ein 12-Monats-Fenster mit einer Bereinigung um Pre-Trends wie in Spalte (4) von Tabelle 5-1 (weitere Einzelheiten siehe Anmerkungen zu dieser Tabelle). Die abhängige Variable ist der VPI auf der Ebene der Produktmonate, der für jede Erhöhung bei t=-2 auf 100 normiert wurde. Die Monate t=-1, 0 und 1 werden in allen Regressionen weggelassen, um mögliche Antizipationseffekte und Phase-in-Effekte bei den Schätzungen zu vermeiden. Der Bite wird als der Anteil unterhalb des Mindestlohns berechnet, der anhand der VSE/VE-Daten (Bite-1, Anteil) gemessen wird. Die Balken stellen die 90 Prozent-Konfidenzintervalle auf der Grundlage von Standardfehlern dar, die auf der Ebene der Produkt-Erhöhung geclustert wurden.

Quelle: DIW Econ.

## B.8 Robustheit in Bezug auf die Stichprobe

Ab dem Jahr 2020 umfasst der VPI 110 Produkte auf der vierstelligen Ebene. Während des in der Studie untersuchten Zeitraums wurde die Zahl der vom VPI erfassten Produkte jedoch mehrfach geändert. Wie aus Tabelle B-1 hervorgeht, wurden sechs Produktkategorien erst im Januar 2015 eingeführt. Da für diese keine Werte vor Einführung des Mindestlohns für die Überprüfung der Annahme paralleler Trends vorlagen, konnten sie nicht zur Schätzung der Auswirkungen der Mindestlohneinführung herangezogen werden.. Darüber hinaus wurde das Produkt „0421- Unterstellte Nettokaltmiete“ im

Januar 2020 eingeführt und von allen Schätzungen, auch nach 2020, ausgeschlossen, weil es nicht Teil des im RAS-Verfahren verwendeten Schemas der Produktgewichte für des Jahr 2015 war. Da der Preis dieser Produktkategorie nicht übermäßig stark von den Arbeitskosten beeinflusst werden dürfte, ist die Nichtberücksichtigung vertretbar.

Obwohl sie während des gesamten untersuchten Zeitraums Teil des VPI waren, wurden zwei Produktkategorien, nämlich „0453- Heizöl, einschließlich Betriebskosten“ und „0722 - Kraft- und Schmierstoffe für Fahrzeuge“, von der Studie ausgeschlossen. Diese Produkte wiesen erhebliche Preisschwankungen auf, die sich stark auf den VPI auswirkten, aber wahrscheinlich nicht mit Änderungen der Arbeitskosten zusammenhingen. Um zu verhindern, dass die Auswirkungen der Mindestlohnerhöhung, insbesondere derjenigen vom Oktober 2022, die mit einer schweren Energiekrise zusammenfiel, die Ergebnisse verzerren, wurden diese Produkte nicht berücksichtigt. Ebenso wurde die Produktkategorie „0735 - Kombinierte Personenbeförderungsleistungen“ aufgrund des „9-Euro-Tickets“, das von Juni bis August 2022 gültig war und einen erheblichen Rückgang des VPI dieser Kategorie um den für die Schätzung verwendeten Basismonat verursachte, aus der Schätzung für Oktober 2022 ausgeschlossen.

**Tabelle B-1**  
**Von den Schätzungen ausgeschlossene vierstellige VPI-Produkte**

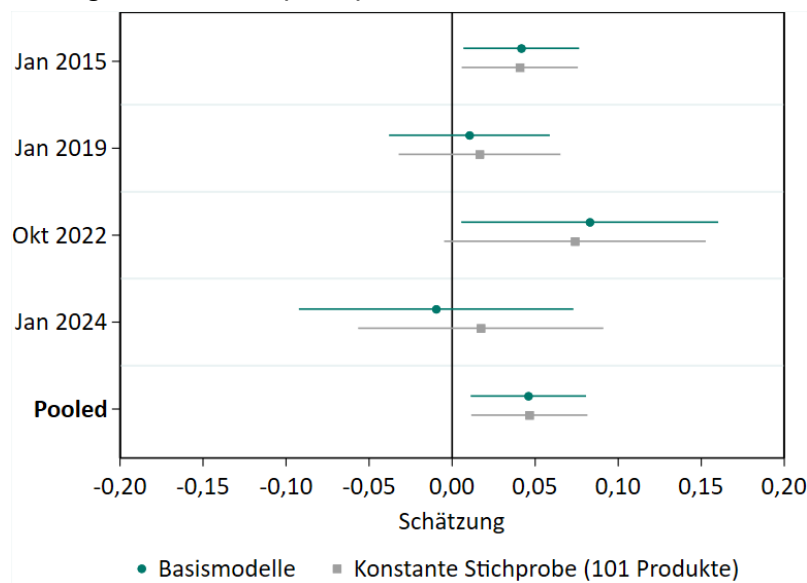
Code	Name	Grund für den Ausschluss
<u>Januar 2015</u>		
0412	Andere Mieten	Eingeführt im Januar 2015
0421	Unterstellte Nettokaltmiete	Eingeführt im Januar 2020
0453	Heizöl, einschließlich Betriebskosten	<b>Ausgeschlossen</b>
0455	Fernwärme u.A.	Eingeführt im Januar 2015
0722	Kraft- und Schmierstoffe für Fahrzeuge	<b>Ausgeschlossen</b>
0923	Rep. an Gebrauchsgütern für Freizeit und Kultur	Eingeführt im Januar 2015
1010	Bildungsdienstl. des Elementar- und Primarbereichs	Eingeführt im Januar 2015
1240	Dienstleistungen sozialer Einrichtungen	Eingeführt im Januar 2015
<u>Januar 2019</u>		
0421	Unterstellte Nettokaltmiete	Eingeführt im Januar 2020
0453	Heizöl, einschließlich Betriebskosten	<b>Ausgeschlossen</b>
0722	Kraft- und Schmierstoffe für Fahrzeuge	<b>Ausgeschlossen</b>
<u>Oktober 2022</u>		
0421	Unterstellte Nettokaltmiete	<b>Ausgeschlossen</b>
0453	Heizöl, einschließlich Betriebskosten	<b>Ausgeschlossen</b>
0722	Kraft- und Schmierstoffe für Fahrzeuge	<b>Ausgeschlossen</b>
0735	Kombinierte Personenbeförderungsleistungen	<b>Ausgeschlossen ab 2022</b>

Quelle: DIW Econ.

Infolge dieser Ausschlüsse werden für die Schätzungen folgende Daten herangezogen: 102 Produkte für Januar 2015, 107 Produkte für Januar 2019 und 106 Produkte für Oktober 2022. Abbildung B-13 zeigt die Ergebnisse der Hauptschätzungen, die nur die 101 Produkte verwenden, die nie ausgeschlossen werden. Es gibt keinen statistisch signifikanten Unterschied zwischen diesen Schätzungen und den Basisschätzungen.

**Abbildung B-13**

**Robustheit der DiD-Ergebnisse zum Effekt des Mindestlohns auf den VPI bei Ausschluss der Produkte, die nicht für alle Erhöhungen verfügbar sind - Bite-1 (Anteil)**



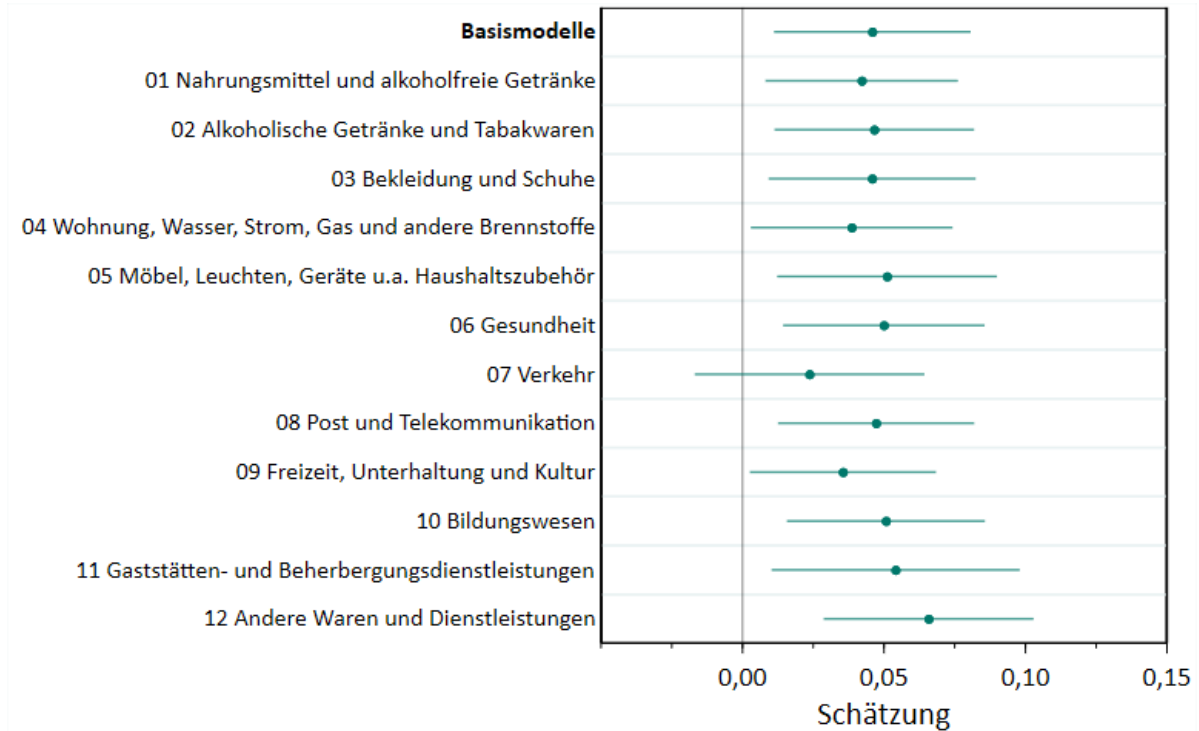
Anmerkungen: Die Abbildung zeigt die Ergebnisse der DiD-Schätzungen von Gleichung (1), wobei sich die „Pooled-Events“-Schätzungen durch den stacked DiD-Ansatz über die Mindestlohneinführung und drei Erhöhungen (Januar 2015, Januar 2019, Oktober 2022 und Januar 2024) ergeben. Die Ergebnisse der „Konstanten Stichprobe“ werden für die Stichprobe von 101 Produkten geschätzt, die für alle Erhöhungen zur Verfügung stehen. Alle Schätzungen ergeben sich aus der Spezifikation für ein 12-Monats-Fenster mit einer Bereinigung um Pre-Trends wie in der vierten Spalte von Tabelle 5-1 (Single Events) or Tabelle 5-3 (Pooled Events) dargestellt. Die abhängige Variable ist der VPI auf der Ebene der Produktmonate, der bei  $t=-2$  für jede Erhöhung auf 100 normiert wurde. Die Monate  $t=-1, 0$  und  $1$  werden in allen Regressionen weggelassen, um mögliche Antizipationseffekte und Phase-in-Effekte bei den Schätzungen zu vermeiden. Der Bite wird berechnet als der Anteil unterhalb des Mindestlohns, gemessen anhand der VSE/VE-Daten (Bite-1, Anteil). Die Balken stellen die 90 Prozent-Konfidenzintervalle auf der Grundlage von Standardfehlern dar, die auf der Ebene der Produkt-Erhöhung geclustert wurden.

Quelle: DIW Econ.

Um ein systematischeres Verständnis dafür zu erlangen, inwieweit bestimmte Produkte oder Produktgruppen mit starken Preisschwankungen die Regressionsschätzungen beeinflussen könnten, haben wir eine Reihe von Regressionen durchgeführt und dabei iterativ Artikelgruppen auf der Grundlage der zweistelligen ECOICOP-Klassifikation ausgeschlossen. Wie aus Abbildung B-14 hervorgeht, scheinen die Schätzungen gegenüber dem Ausschluss von Produktgruppen recht robust zu sein. Die einzige Schätzung, die statistisch nicht signifikant ist, ist diejenige, die Produkte ausschließt, die zur Gruppe „07 - Verkehr“ gehören. Dies ist nicht überraschend, da diese Gruppe mehrere Produkte

mit hohem Bite und hohem Arbeitsanteil enthält, wie „0731 - Personenbeförderung im Schienenverkehr“ und „0732 - Personenbeförderung im Straßenverkehr“.

**Abbildung B-14**  
**Robustheit der gepoolten DiD-Ergebnisse zum Effekt des Mindestlohns auf den VPI gegenüber dem Ausschluss von Produktgruppen - Bite-1 (Anteil)**



Anmerkungen: Die Abbildung zeigt die Ergebnisse der gepoolten DiD-Schätzungen von Gleichung (1). Alle Schätzungen ergeben sich aus der Spezifikation für ein 12-Monats-Fenster mit einer Bereinigung um Pre-Trends wie in der vierten Spalte von Tabelle 5-4 (weitere Einzelheiten siehe Anmerkungen zu dieser Tabelle). Die abhängige Variable ist der VPI auf der Ebene der Produktmonate, der für jede Erhöhung bei  $t=-2$  auf 100 normiert wurde. Die Monate  $t=-1$ , 0 und 1 bleiben in allen Regressionen unberücksichtigt, um mögliche Antizipationseffekte und Phase-in-Effekte bei den Schätzungen zu vermeiden. Der Bite des Produkts wird als der Anteil unterhalb des Mindestlohns berechnet, der anhand der VSE/VE-Daten (Bite-1, Anteil) gemessen wird. Die Balken stellen die 90 Prozent-Konfidenzintervalle auf der Grundlage von Standardfehlern dar, die auf der Ebene der Produkt-Erhöhung geclustert wurden.

Quelle: DIW Econ.

### B.9 Veränderung der VPI-Gewichte in den Jahren 2015 und 2020

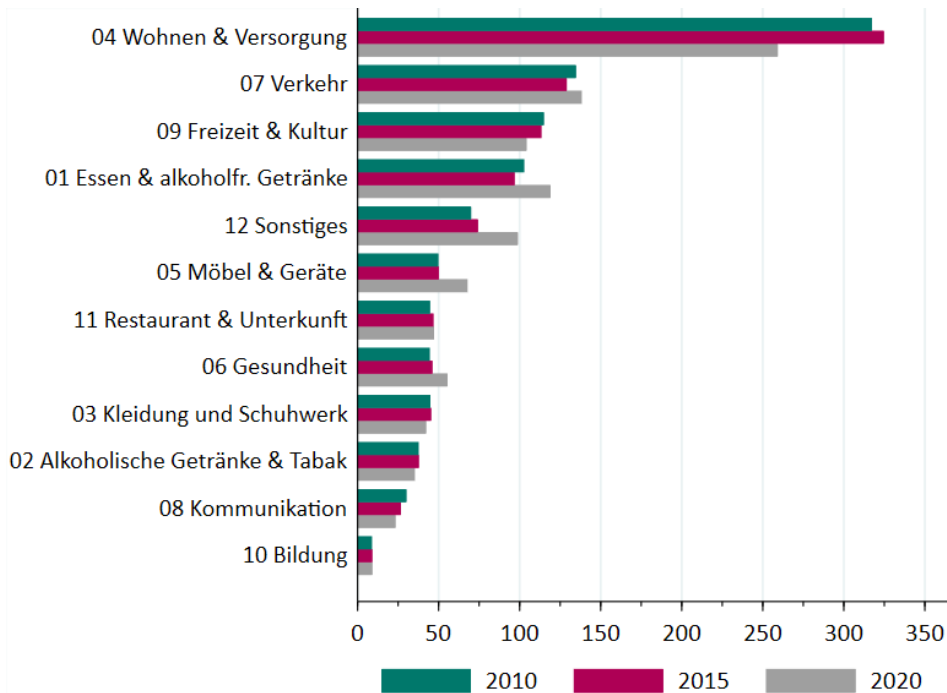
Der Verbraucherpreisindex wird auf der Grundlage von Transaktionsmikrodaten unter Verwendung von drei Gewichtungsgruppen erstellt: Waren und Dienstleistungen, Geschäftstypen, und Bundesländer. Da der VPI Veränderungen im Konsum und in den Kaufgewohnheiten widerspiegeln muss, werden diese Gewichtungsschemata in der Regel alle fünf Jahre mit dem Übergang zu einem neuen Basisjahr überarbeitet. Unser Beobachtungsfenster, das sich von Januar 2014 bis September 2024 erstreckt, umfasst zwei solcher Revisionen: eine im Januar 2015 mit dem Übergang vom Basisjahr 2010 zum Basisjahr 2015 und eine weitere im Januar 2020 mit dem Übergang vom Basisjahr 2015 zum

Basisjahr 2020. Bei der Aktualisierung der Gewichtungssätze wird der VPI für die vorangegangenen Jahre nicht anhand der neuen Gewichte neu berechnet, sondern lediglich mathematisch, um ihn an das neue Basisjahr anzupassen (Destatis, 2019). Diese Diskontinuitäten im VPI könnten potenziell eine Gefahr für die Kausalschätzung darstellen, da sie mit zwei Mindestlohnerhöhungen zusammenfallen. Daher haben wir weitere Schritte unternommen, um die Robustheit unserer Ergebnisse gegenüber diesen Gewichtungsrevisionen zu bewerten.

Die Aktualisierung der Gewichte für die Transaktionsarten und für die Bundesländer hat keinen wesentlichen Einfluss auf die Revisionsunterschiede (Destatis, 2023a). Bei den Produktgewichten gibt es zwar eine deutliche Abweichung zwischen den Revisionen 2015 und 2020, die Abweichungen zwischen den Revisionen 2010 und 2015 sind jedoch minimal (siehe Abbildung B-15). Dies ist einigermaßen beruhigend, da unser Hauptaugenmerk darauf liegt, die Auswirkungen der Einführung des Mindestlohns im Jahr 2015 angesichts seiner Bedeutung genau zu schätzen und nicht die geringere Erhöhung um 16 Cent im Jahr 2020.

**Abbildung B-15**

**Produktgewichte der ECOICOP-Zweisteller in der Revision 2010, 2015 und 2020**



Anmerkungen: Basiert auf Daten von Destatis (61111). Die Gewichte sind in Tausend angegeben.

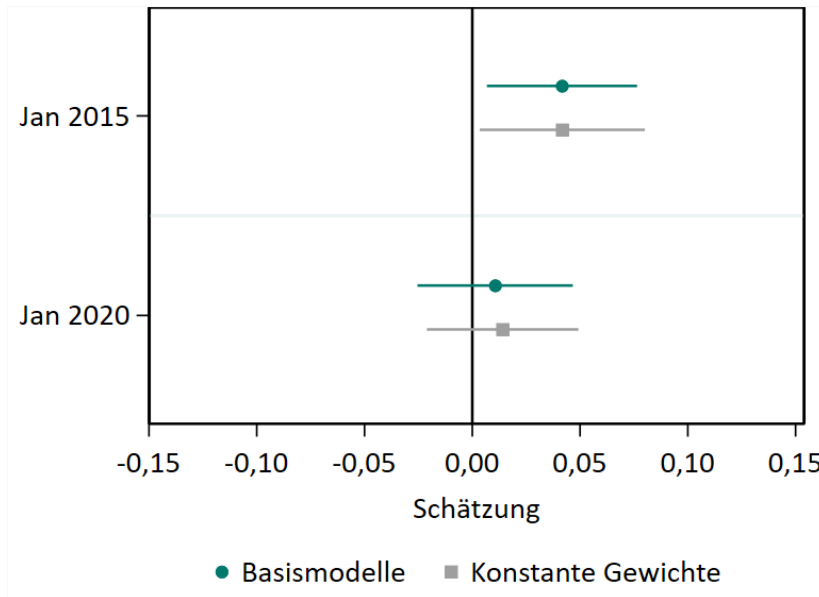
Quelle: DIW Econ.

Um jedoch sicherzustellen, dass unsere Ergebnisse nicht durch die Überarbeitung der Gewichte beeinträchtigt werden, haben wir die auf der Basis von 2010 (2015) berechneten VPI-Daten für die 24 Monate zwischen Januar 2014 (Januar 2019) und Dezember 2015 (Dezember 2020) angefordert. Auf diese Weise konnten wir die Schätzungen mit einer VPI-Reihe wiederholen, die mit denselben

Gewichten für die 12 Monate vor und nach der Mindestlohneinführung und jeder Erhöhung berechnet wurde. Sowohl für das Jahr 2015 als auch für das Jahr 2020 sind die Ergebnisse unter Verwendung der VPI-Daten mit konstanten Gewichten praktisch identisch mit der Basisschätzung, wie Abbildung B-16 verdeutlicht.

**Abbildung B-16**

**Sensitivität der DiD-Ergebnisse zum Effekt des Mindestlohns auf den VPI für Januar 2015 (2020) gegenüber der Verwendung des VPI im Basisjahr 2010 (2015) - Bite-1 (Anteil)**

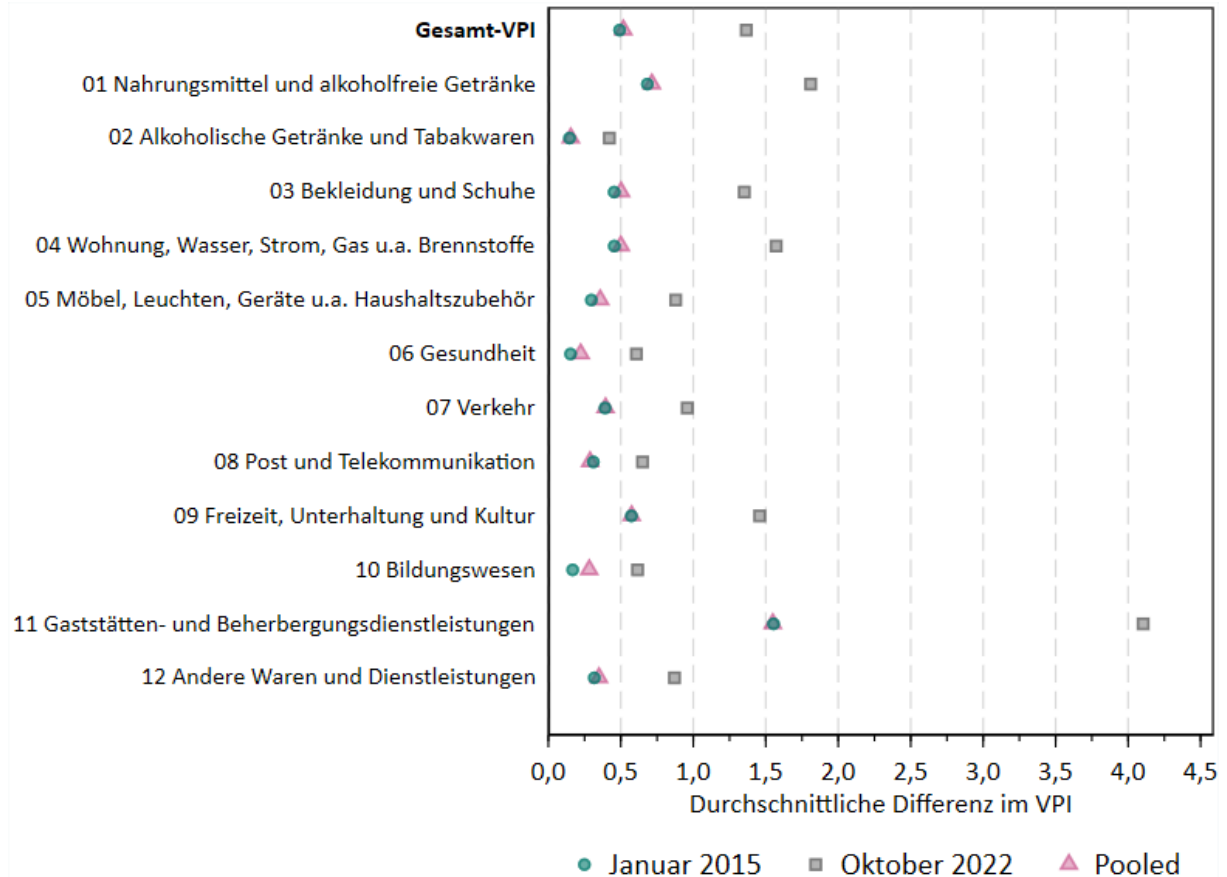


Anmerkungen: Die Abbildung zeigt die Ergebnisse der DiD-Schätzungen von Gleichung (1) für die Einführung vom Januar 2015 und Erhöhung im Januar 2020. Die „Konstante Gewichte“-Ergebnisse verwenden den Basis-VPI 2010, um die Einführung vom Januar 2015 zu schätzen, und den Basis-VPI 2015, um die Erhöhung vom Januar 2020 zu schätzen. Alle Schätzungen ergeben sich aus der Spezifikation für ein 12-Monats-Fenster mit einer Bereinigung um Pre-Trends wie in der vierten Spalte von Tabelle 5-1. Die abhängige Variable ist der VPI auf der Ebene der Produktmonate, der bei  $t=-2$  für jede Erhöhung auf 100 normiert wurde. Die Monate  $t=-1, 0$  und  $1$  werden in allen Regressionen weggelassen, um mögliche Antizipationseffekte und Phase-in-Effekte der Schätzungen zu vermeiden. Der Bite wird berechnet als der Anteil unter dem Mindestlohn, gemessen anhand der VSE/VE-Daten (Bite-1, Anteil). Die Balken stellen die 90 Prozent-Konfidenzintervalle auf der Grundlage von Standardfehlern dar, die auf der Produktebene geclustert wurden.

Quelle: DIW Econ.

## B.10 Ergebnisse mit Bite-2 (Abstand)

Abbildung B-17  
Ergebnisse der kontrafaktischen Analyse nach Produktgruppen - Bite-2 (Abstand)

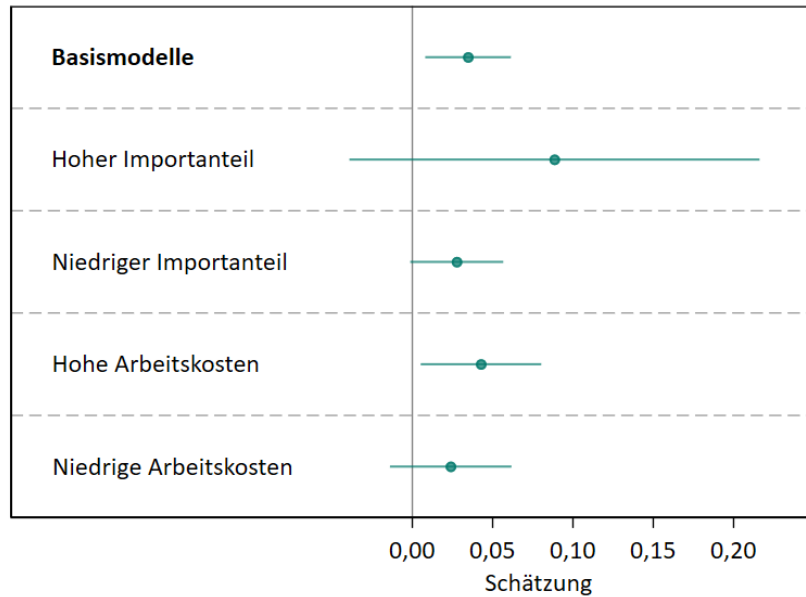


Anmerkungen: Die Abbildung zeigt die durchschnittliche Differenz zwischen dem tatsächlichen VPI und dem kontrafaktischen VPI, geschätzt für den Gesamt-VPI und für 12 Produktgruppen (zweistelliger ECOICOP). Für jedes vierstellige ECOICOP-Produkt wird die Differenz geschätzt, indem sein Bite mit der DiD-Schätzung aus dem Modell mit einem 12-Monats-Fenster und einer Bereinigung um Pre-Trends multipliziert wird, wie in der vierten Spalte von Tabelle 5-2 (Single Events) und Tabelle 5-3 (Pooled Events). Der Bite wird anhand der VSE/VE-Daten berechnet. Er misst den durchschnittlichen Abstand der Stundenlöhne zum Mindestlohn, wobei Nullen für Arbeitnehmer:innen, die nicht vom Mindestlohn betroffen sind, verwendet werden (Bite-2, Abstand). Die Differenzen auf Produktebene werden dann unter Verwendung der Ausgabengewichte von Destatis auf den Gesamt-VPI und auf die zweistellige ECOICOP-Ebene gemittelt. Eine positive (negative) Differenz bedeutet, dass der VPI ohne die Mindestlohnanhebung niedriger (höher) gewesen wäre.

Quelle: DIW Econ.

**Abbildung B-18**

**Ergebnisse der gepoolten DiD-Heterogenitätsanalyse nach Handelbarkeit und Arbeitskosten - Bite-2 (Abstand)**



Anmerkungen: Die Abbildung zeigt die Ergebnisse des stacked DiD-Ansatzes von Gleichung (1) über die Mindestlohneinführung und drei Erhöhungen (Januar 2015, Januar 2019, Oktober 2022 und Januar 2024). Die Modelle werden für die gesamte Stichprobe (Basismodelle) geschätzt und die Produkte nach ihrem Importanteil und ihren Arbeitskosten unterteilt. Die Spezifikationen sind ansonsten identisch mit denen, die in der vierten Spalte von Tabelle 5-3 (12 Monate mit Trendbereinigung) verwendet wurden (weitere Einzelheiten siehe Anmerkungen zu dieser Tabelle). Produkte mit hohem Importanteil haben einen überdurchschnittlich hohen Anteil (51,2 Prozent) am gesamten Produktionswert. Von 110 Produkten sind 35 in diese Kategorie eingestuft. Hohe Arbeitskosten sind definiert als ein überdurchschnittlicher (58,3 Prozent) Anteil der Arbeitskosten an der Bruttowertschöpfung. Von 110 Gütern werden 62 als arbeitsintensiv eingestuft. Sowohl die Maße für die Handelbarkeit als auch für den Anteil der Arbeitskosten basieren auf der Input-Output-Tabelle für 2015 (Destatis, 2020b). Der Bite wird anhand der VSE/VE-Daten berechnet. Er misst den durchschnittlichen Abstand der Stundenlöhne zum Mindestlohn, wobei Nullen für Arbeitnehmer:innen, die nicht vom Mindestlohn betroffen sind, verwendet werden (Bite-2, Abstand). Die Balken stellen die 90 Prozent-Konfidenzintervalle auf der Grundlage von Standardfehlern dar, die auf der Ebene der Produkt-Erhöhung geclustert wurden.

Quelle: DIW Econ.

**Tabelle B-2**  
**Ergebnisse der gepoolten DiD für Input-Bite und Produkt-Bite - Bite-2 (Abstand)**

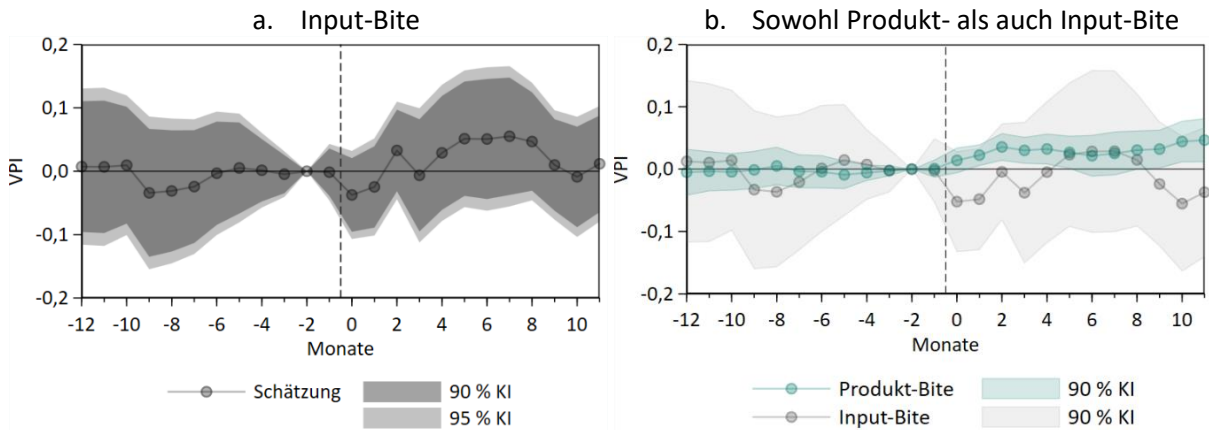
	(1)	(2)	(3)
Produkt-Bite * Post	0,035** (0,016)		0,035** (0,017)
Input-Bite * Post		0,034 (0,042)	-0,003 (0,044)
N	8523	8523	8523

Anmerkungen: Die Tabelle zeigt die Ergebnisse des stacked DiD-Ansatzes von Gleichung (1) über die Mindestlohnerhöhung und drei Erhöhungen (Januar 2015, Januar 2019, Oktober 2022 und Januar 2024). Alle Spalten zeigen die Spezifikation, die ein 12-Monats-Fenster mit einer Bereinigung um Pre-Trends abdeckt (siehe Abschnitt 5.1.1 für weitere Einzelheiten). Die abhängige Variable ist der VPI auf der Produktmonatebene, der bei  $t=-2$  für jede Erhöhung auf 100 normiert wurde. Die Monate  $t=-1$ , 0 und 1 werden in allen Regressionen weggelassen, um mögliche Antizipationseffekte und Phase-in-Effekte bei den Schätzungen zu vermeiden. Bite wird anhand der VSE/VE-Daten berechnet. Er misst den durchschnittlichen Abstand der Stundenlöhne zum Mindestlohn, wobei Nullen für Arbeitnehmer:innen, die nicht vom Mindestlohn betroffen sind, verwendet werden (Bite-2, Abstand). Spalte (1) zeigt die Basisschätzung, wie sie in der vierten Spalte von Tabelle 5-3. In Spalte (2) wird der Produkt-Bite durch den Input-Bite ersetzt, während in Spalte (3) beide Bites enthalten sind. Der Produkt-Bite wird anhand des Anteils unterhalb des Mindestlohns berechnet, der anhand der VSE/VE-Daten gemessen wird. Der Input-Bite wird in ähnlicher Weise konstruiert, nur dass die Input-Sektoren nach ihrem Anteil an den gesamten Inputs gewichtet werden und nicht nach dem Produktsektor. Standardfehler, die auf der Ebene der Produkt-erhöhung geclustert wurden, sind in Klammern angegeben. Statistische Signifikanz: \*  $p < 0,10$ , \*\*  $p < 0,05$ , \*\*\*  $p < 0,01$ .

Quelle: DIW Econ.

Abbildung B-19

Ergebnisse der gepoolten DiD-Event-Study für Input-Bite und Produkt-Bite - Bite-2 (Abstand)

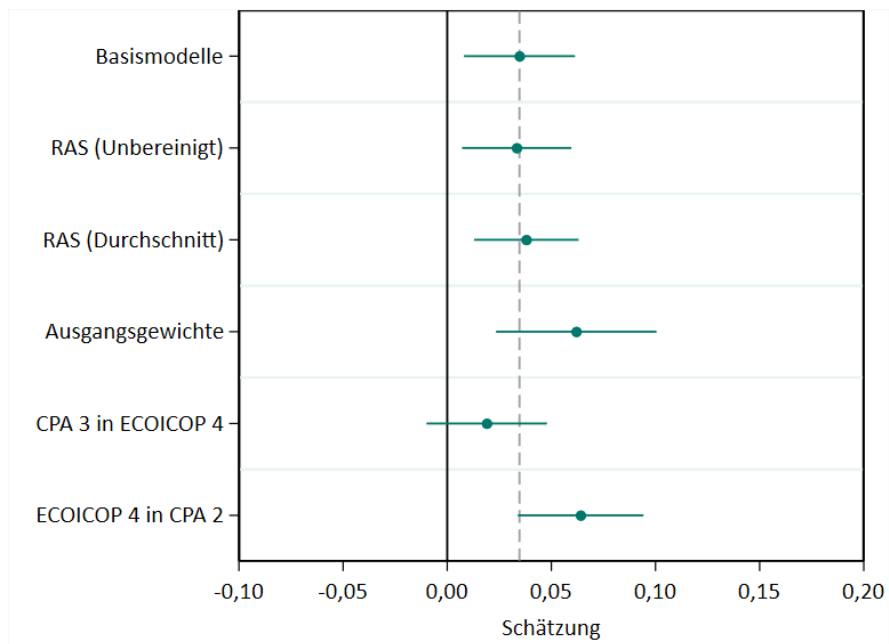


Anmerkungen: Die Abbildung zeigt die Ergebnisse der Schätzungen der stacked DiD-Event-Study auf der Grundlage von Gleichung (3) über die Mindestlohnerhöhung und drei Erhöhungen (Januar 2015, Januar 2019, Oktober 2022 und Januar 2024), mit der Ausnahme, dass in Abbildung (a) der Produkt-Bite durch den Input-Bite ersetzt wird, während in Abbildung (b) beide Bites enthalten sind. Alle Schätzungen stammen aus Modellen, die ein 12-Monats-Fenster abdecken und um Pre-trends bereinigt sind (siehe Abschnitt 5.1.1 für weitere Einzelheiten). Die abhängige Variable ist der VPI auf der Ebene der Produktmonate, der bei  $t=-2$  für jede Erhöhung auf 100 normiert wurde. Der Produkt-Bite wird als der durchschnittliche Abstand der Stundenlöhne zum Mindestlohn berechnet, wobei Nullen für Arbeitnehmer:innen, die nicht vom Mindestlohn betroffen sind, verwendet werden (Bite-2, Abstand). Der Input-Bite wird in ähnlicher Weise berechnet, wobei jedoch die Input-Sektoren, gewichtet nach ihrem Anteil an den gesamten Inputs, und nicht der Produktsektor verwendet werden. Beide Indikatoren werden anhand von VSE/VE-Daten berechnet. Die ausgewiesenen Konfidenzintervalle basieren auf Standardfehlern, die auf der Ebene der Produkt-Erhöhung geclustert wurden

Quelle: DIW Econ

**Abbildung B-20**

**Robustheit der gepoolten DiD-Ergebnisse bei Verwendung alternativer Umrechnungsansätze auf Sektor- und Produktebene - Bite-2 (Abstand)**



Anmerkungen: Die Abbildung zeigt die Ergebnisse der gepoolten DiD-Schätzungen von Gleichung (1), die über die Mindestlohnerhöhung und drei Erhöhungen (Januar 2015, Januar 2019, Oktober 2022 und Januar 2024) geschätzt wurden. Alle Schätzungen stammen aus der Spezifikation, die ein 12-Monats-Fenster abdeckt, mit einer Bereinigung um Pre-Trends wie in der vierten Spalte von Tabelle 5-3 (weitere Einzelheiten siehe Anmerkungen zu dieser Tabelle). Die abhängige Variable ist der VPI auf der Ebene der Produktmonate, der bei  $t=-2$  für jede Erhöhung auf 100 normiert wurde. Die Monate  $t=-1$ , 0 und 1 werden in allen Regressionen weggelassen, um mögliche Antizipationseffekte und Phase-in-Effekte der Schätzungen zu vermeiden. Bite wird anhand von VSE/VE-Daten berechnet. Er misst den durchschnittlichen Abstand der Stundenlöhne im Verhältnis zum Mindestlohn, wobei Nullen für Arbeitnehmer:innen, die nicht vom Mindestlohn betroffen sind, verwendet werden (Bite-2, Abstand). Die Balken stellen die 90 Prozent-Konfidenzintervalle auf der Grundlage von Standardfehlern dar, die auf der Ebene der Produkt-Erhöhung geclustert sind.

Quelle: DIW Econ.