

# **„Auswirkungen des gesetzlichen Mindestlohns auf Haushaltseinkommen, Konsum- und Sparverhalten“**

## **Endbericht**

### **Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung Berlin e.V.**

Prof. Dr. Carsten Schröder (Projektleitung)

Konstantin Göbler

Dr. Markus M. Grabka

Chris Kolb

Dr. Cortnie Shupe

### **Evaluation Office Caliendo & Partner**

Prof. Dr. Marco Caliendo

Stefan Tübbicke

### **DIWecon**

Maximilian Priem

Projektvergabe durch die Bundesanstalt für Arbeitsschutz und Arbeitsmedizin (BAuA),  
Vergabe-Nr. 536048

Berlin, 06.01.2020

## Executive Summary

Das hier vorliegende Forschungsvorhaben – durchgeführt vom Deutschen Institut für Wirtschaftsforschung (DIW), DIW Econ und dem Evaluation Office Caliendo & Partner (EO) – untersucht die Auswirkungen des 2015 eingeführten (und 2017 erhöhten) gesetzlichen Mindestlohns auf zwei wichtige ökonomische Aggregate auf der Haushaltsebene bis zum Jahr 2018: das Haushaltsnettoeinkommen und die Ersparnis. Zudem wird das Konsumverhalten von Haushalten mit Erwerbstätigen in Abhängigkeit von der Lohnhöhe beschrieben. Zwei Datensätze dienen als Datengrundlage: Das Sozio-oekonomische Panel (SOEP) zur Deskription des Einkommens und der Ersparnis sowie für die Kausalanalysen und die Einkommens- und Verbrauchsstichprobe (EVS) des Statistischen Bundesamtes des Erhebungsjahres 2013 zur Beschreibung des Konsums.

Die Effekte von Mindestlöhnen auf ökonomische Größen auf Haushaltsebene wurden bisher – im deutschen Kontext ebenso wie in der internationalen Literatur – kaum untersucht. Dies liegt vermutlich insbesondere daran, dass auf der individuellen Ebene von Beschäftigten die Implikationen eines Mindestlohns z.B. auf das Erwerbseinkommen klar über den individuellen Stundenlohn und die Zugehörigkeit zur anspruchsberechtigten Gruppe von abhängig Beschäftigten definiert ist. Auf Haushaltsebene sind die Zusammenhänge komplexer, da die Implikationen von der Lohnhöhe aller anspruchsberechtigten Haushaltsmitglieder abhängen. Die Stärke der Betroffenheit (das Treatment) wird im Jahr 2014 definiert über den Anteil der anspruchsberechtigten erwerbstätigen Haushaltsmitglieder, die im Jahr 2014 weniger als 8,50 Euro pro Stunde verdienen. Dabei werden hauptsächlich zwei Gruppen von Haushalten unterschieden: Direkt beeinflusste Haushalte (*Teilnehmergruppe*), also Haushalte in denen 2014 mindestens ein anspruchsberechtigtes Haushaltsmitglied einen Bruttostundenverdienst unterhalb von 8,50 Euro aufwies und nicht-beeinflusste Haushalte (*Kontrollgruppe*), in denen kein anspruchsberechtigtes Haushaltsmitglied einen Bruttostundenverdienst unterhalb von 8,50 Euro erhielt. So es die Datenverfügbarkeit erlaubt, wird auch nach *vollständig* und *teilweise beeinflussten* Haushalten unterschieden, je nachdem ob nur ein Teil oder alle anspruchsberechtigten Haushaltsmitglieder einen Bruttostundenverdienst unterhalb von 8,50 Euro hatten.

Die deskriptive Analyse zeigt, dass Personen mit niedrigen Stundenlöhnen auch häufig in Haushalten mit niedrigeren Haushaltsnettoeinkommen leben, vor allem, weil sie entweder der/die einzige Einkommensbezieher/in sind, oder ihre Partner/in auch nicht zu den Gutverdiener/innen

zählt. Sie sparen auch weniger häufig und wenn, dann kleinere Beträge. Bei vollständig beeinflussten Haushalten nimmt der Bruttostundenlohn im Vergleich zu teilweise bzw. nicht beeinflussten Haushalten nach der Reform stärker zu. Beim Haushaltsnettoeinkommen wird dieser Befund für die Haushaltspopulation insgesamt bestätigt. Getrennt nach Haushaltstypen lässt sich ein stärkerer Anstieg des Haushaltsnettoeinkommens nach der Reform insbesondere bei beeinflussten Einpersonenhaushalten und Alleinerziehenden-Haushalten im Vergleich zu nicht beeinflussten Haushalten beobachten. Im deskriptiven Teil wurde zudem das Einkommensportfolio vor und nach der Reform betrachtet. Hierbei zeigt sich, dass bei beeinflussten Haushalten nach der Reform eine leichte Abnahme des Anteils der Bezieher haushaltsbezogener staatlicher Transfers, wie ALG II/ Sozialgeld, Kinderzuschlag und Wohngeld, vorliegt. Bei den Analysen nach Haushaltstypen und Betroffenheitsstatus zeigen sich auch Datenlimitationen bzgl. der Evaluation: Aufgrund geringer Fallzahlen zeigen die Zeitreihen teilweise starke Variationen über die Zeit, die sich inhaltlich nicht begründen lassen.

Mit den EVS-Daten wird der Zusammenhang zwischen Bruttostundenlöhnen, individuellen Monatsbruttolöhnen, Haushaltsnettoeinkommen und Haushaltskonsum für das Jahr 2013 beschrieben. Wie zu erwarten war, steigen mit gestiegenen Stundenlöhnen auch die Monatsbruttolöhne, und dies schlägt sich – wenngleich unterproportional – in steigenden Haushaltsnettoeinkommen und höherem Haushaltskonsum nieder. Dabei verwenden Haushalte mit niedrigen Einkommen (Löhnen) zusätzliche Einnahmen überproportional zur Befriedigung von Basisbedürfnissen wie Nahrungsmittel, Wohnen und Energie.

Die kausalanalytischen Ergebnisse auf Grundlage der SOEP-Daten bis einschließlich 2018 deuten auf leicht positive Effekte des Mindestlohns auf das Haushaltsnettoeinkommen der beeinflussten Haushalte hin. Konkret ergibt die präferierte Modell-Spezifikation einen Effekt der Mindestlohneinführung von etwa 92 Euro bzw. 4,3 Prozent auf das Wachstum des Nettohaushaltseinkommens von 2014 nach 2016. Ein zusätzlicher signifikanter Effekt der Erhöhung des Mindestlohns auf das Nettohaushaltseinkommen in den Jahren 2017 und 2018 lässt sich nicht beobachten. Der Effekt auf die Wahrscheinlichkeit, dass Haushalte sparen, ist in allen Jahren insignifikant. Unsere Subgruppenanalyse zeigt allerdings positive Effekte der Mindestlohneinführung auf die Sparwahrscheinlichkeit bei Haushalten in Westdeutschland von etwa 6,3 Prozent. Dabei ist zu beachten, dass es aufgrund einer geänderten Abfrage zum Zeitpunkt der Einführung des Mindestlohns zu einem Bruch in der Zeitreihe kommt.

# Inhaltsverzeichnis

|   |    |
|---|----|
| Executive Summary .....   | 2  |
| 1. Einleitung .....   | 7  |
| 2. Untersuchungsgegenstand .....  | 8  |
| 3. Forschungsstand .....  | 11 |
| 3.1 Identifikationsstrategien zur Evaluation von Mindestlohneffekten.....                     | 11 |
| 3.2 Mindestlohn: Stundenlohn und Erwerbs-/Haushaltseinkommen .....                            | 12 |
| 3.3 Mindestlohn, Einkommen(sverteilung), Konsum- und Sparverhalten sowie Preiseffekte.....    | 13 |
| 4. Datensätze und Stichprobenabgrenzung.....  | 16 |
| 4.1 Datensätze .....  | 16 |
| 4.1.1 Einkommens- und Verbrauchsstichprobe.....   | 16 |
| 4.1.2 Sozio-oekonomisches Panel .....   | 18 |
| 4.2 Abgrenzung der Zielpopulation und Definition von Treatment.....                           | 18 |
| 4.3 Vergleich von SOEP und EVS .....  | 24 |
| 5. Deskriptive Analysen .....   | 28 |
| 5.1 SOEP-Zielpopulation .....   | 28 |
| 5.2 Bruttostundenlöhne, Haushaltsnettoeinkommen und Sparverhalten nach Treatment-Status ..... | 32 |
| 5.2.1 Bruttostundenlöhne.....   | 32 |
| 5.2.2 Haushaltsnettoeinkommen und Ersparnis .....   | 33 |
| 5.2.3 Nettoeinkommen und des Sparverhalten nach Treatmentintensität und Haushaltstyp.....     | 36 |
| 5.2.4 Einkommensportfolio der Haushalte .....   | 46 |
| 5.2.5 Konsum .....  | 48 |
| 6. Kausalanalyse.....   | 60 |
| 6.1 Identifikationsstrategie und Schätzverfahren .....  | 61 |
| 6.2 Hauptanalyse .....  | 64 |
| 6.3 Robustheitsanalyse .....  | 67 |
| 6.4 Effektheterogenität .....   | 69 |
| 7. Zusammenfassung .....  | 71 |
| Literaturverzeichnis.....   | 74 |
| Anhang .....  | 77 |

## Abbildungsverzeichnis

|   |    |
|---|----|
| Abbildung 1: Analysepopulation von Haushalten über die Zeit .....   | 22 |
| Abbildung 2: Individuelle reale Bruttostundenlöhne nach Treatment-Status des Haushalts .....  | 33 |
| Abbildung 3: Entwicklung des realen monatlichen Haushaltsnettoeinkommens nach Treatment-Status<br>des Haushalts .....                           | 34 |
| Abbildung 4: Haushaltsersparnis nach Treatment-Status des Haushalts.....  | 35 |
| Abbildung 5: Reale Haushaltsnettoeinkommen nach Treatmentintensität.....  | 39 |
| Abbildung 6: Reales Monatliches Haushaltsnettoeinkommen nach Treatmentintensität für Haushalte<br>ohne Gutverdiener/in .....                    | 41 |
| Abbildung 7: Reales Monatliches Haushaltsnettoeinkommen nach Treatmentintensität für ausgewählte<br>Haushaltstypen .....                        | 41 |
| Abbildung 8: Spartätigkeit bei Haushalten ohne Gutverdiener/in.....   | 42 |
| Abbildung 9: Anteile sparender Haushalte ohne Gutverdiener/in.....  | 43 |
| Abbildung 10: Spartätigkeit bei Gutverdiener-Haushalten .....   | 43 |
| Abbildung 11: Spartätigkeit bei Alleinerziehenden-Haushalten .....  | 44 |
| Abbildung 12: Spartätigkeit bei Einpersonenhaushalten.....  | 45 |
| Abbildung 13: Spartätigkeit bei Haushalten mit mind. einem/r Arbeitslosen.....  | 46 |
| Abbildung 14: Anteil der Haushalte die Transferleistungen beziehen nach Treatment-Status.....   | 47 |
| Abbildung 15: Monatlicher Haushaltskonsum, -einkommen und -konsumquote nach Dezilen des<br>Haushaltsnettoeinkommens .....                       | 49 |
| Abbildung 16: Haushaltskonsumquote nach Haushaltstyp .....  | 50 |
| Abbildung 17: Bruttostundenlohn und wöchentliche Arbeitszeit – Empirische Verläufe und<br>Elastizitäten nach Haushaltstyp .....                 | 52 |
| Abbildung 18: Monatlicher Bruttolohn und Bruttostundenlohn – Empirische Verläufe und Elastizitäten<br>nach Haushaltstyp.....                    | 53 |
| Abbildung 19: Monatlicher Bruttolohn und monatliches Haushaltsnettoeinkommen – Empirische<br>Verläufe und Elastizitäten nach Haushaltstyp ..... | 55 |
| Abbildung 20: Monatliches Haushaltsnettoeinkommen und Haushaltskonsum – Empirische Verläufe<br>und Elastizitäten nach Haushaltstyp.....         | 57 |
| Abbildung 21: Empirische Engelkurven der zwölf Konsumbereiche .....   | 59 |
| Abbildung 22: Vergleich von Pre-Trends zwischen getreateten und ungetreateten Haushalten.....   | 61 |

## Tabellenverzeichnis (Hauptteil)

|  |    |
|--|----|
| Tabelle 1: Inventare und unterstellte Nutzungsdauern .....   | 17 |
| Tabelle 2: Ausschlusskriterien zur Bestimmung der Analysepopulation von Haushalten im Referenzjahr 2014 .....                | 21 |
| Tabelle 3: Zielpopulation nach allgemeinen Ausschlusskriterien 2010–2018 - Haushalte.....                                    | 22 |
| Tabelle 4: Zielpopulation getrennt nach Haushaltstypen - ungewichtet .....   | 23 |
| Tabelle 5: Vergleich ausgewählter Charakteristika zwischen SOEP und EVS (2013).....  | 27 |
| Tabelle 6: Deskriptive Ergebnisse ausgewählter individueller Charakteristika – auf Grundlage der 2014er Zielpopulation ..... | 30 |
| Tabelle 7: Haushaltsnettoeinkommen und Sparverhalten nach Haushaltstypen – auf Grundlage der 2014er Zielpopulation .....     | 31 |
| Tabelle 8: Fallzahlen der Haushaltstypen nach Treatmentintensität über die Zeit.....   | 38 |
| Tabelle 9: Zahl der Beobachtungen der Schätzstichprobe im Vergleich zur Deskription.....                                     | 62 |
| Tabelle 10: Haushaltscharakteristika in der Schätzstichprobe im Vergleich zur Deskription .....                              | 63 |
| Tabelle 11: Hauptergebnisse auf Basis der binären Treatment Definition.....  | 65 |
| Tabelle 12: Hauptergebnisse auf Basis der kategorialen Treatment Definition.....   | 66 |
| Tabelle 13: Hauptergebnisse auf Basis der kategorialen Treatment Definition.....   | 68 |
| Tabelle 14: Sensitivität der Hauptergebnisse bezüglich der Stichprobe .....  | 69 |
| Tabelle 15: Heterogenität der Effekte des Mindestlohns .....   | 70 |

## 1. Einleitung

Eine umfangreiche wissenschaftliche Literatur beschäftigt sich mit den Auswirkungen von Mindestlöhnen. Auch in Deutschland gibt es hierzu spätestens seit der Einführung des flächendeckenden gesetzlichen Mindestlohns im Jahr 2015 eine wachsende Literatur. Die Forschung in Deutschland (vgl. Caliendo et al. (2019) für einen Überblick) wie auch international (vgl. z.B. Autor et al. (2008), Autor et al. (2016), Dickens und Manning (2004a, 2004b), Lee (1999), Machin (1997), Neumark et al. (2004), Stewart (2012) oder Teulings (2003)) fokussiert dabei auf die Implikationen dieser Lohnuntergrenze auf Löhne, Arbeitszeiten und Beschäftigung. Im Fokus stehen also, wie nicht anders zu erwarten, Anpassungen am Arbeitsmarkt.

Allerdings lässt die ökonomische Theorie erwarten, dass sich die Effekte von Mindestlöhnen nicht nur am Arbeitsmarkt zeigen. Mindestlöhne verändern auch den Relativpreis von Arbeit zu anderen Formen der Zeitverwendung (Freizeit und Haushaltsproduktion) sowie zu Konsum- und Fertilitätsentscheidungen von Haushalten. Wie die Einführung des gesetzlichen Mindestlohns die verfügbaren Haushaltseinkommen, den Konsum und die Spartätigkeit von Haushalten verändert, in denen Beschäftigte mit niedrigen Löhnen leben, ist Gegenstand des vorliegenden Berichts, der sich damit mit einem kaum thematisierten aber gesellschaftlich relevanten Thema beschäftigt.

Konkret beschäftigt sich das Forschungsvorhaben „Auswirkungen des gesetzlichen Mindestlohns auf Haushaltseinkommen, Konsum- und Sparverhalten“ – durchgeführt vom Deutschen Institut für Wirtschaftsforschung (DIW), DIW Econ und dem Evaluation Office Caliendo & Partner (EO) – mit den mittelfristigen Implikationen bis einschließlich 2018. Dabei werden sowohl die Auswirkungen der Einführung des Mindestlohns in Höhe von 8,50 Euro im Jahr 2015 als auch die der Erhöhung 2017 auf 8,84 Euro pro Stunde untersucht.

Die Datengrundlage der Analysen besteht aus zwei sich ergänzenden Datenquellen, dem Sozio-ökonomischen Panel (SOEP) und der Einkommens- und Verbrauchsstichprobe (EVS) des Statistischen Bundesamtes. Die Stärken des SOEP liegen einerseits in der längsschnittlichen Panel-Struktur, die Kausalanalysen erlaubt, und andererseits in detaillierten Informationen zu Arbeitsmarktgrößen, Einkommen und Ersparnis. Informationen zum Konsum von Haushalten im SOEP sind allerdings nur begrenzt vorhanden. Gerade hier liegt die Stärke der EVS: Sie liefert detaillierte Informationen zum Konsum nach verschiedenen Verwendungsarten wie Wohnen, Lebensmittel, Verkehr oder Kleidung. Allerdings erlaubt die EVS aufgrund ihrer querschnittlichen Konzeption im 5-Jahreserhebungsrhythmus keine Kausalanalysen, da sich die letzte der Wissenschaft zugängliche Datenlieferung auf 2013 bezieht. Insgesamt erlaubt die Verwendung beider Datenquellen aber eine differenzierte Darstellung der Haushaltseinkommen, des Konsums und der Spartätigkeit von Haushalten in Abhängigkeit der Lohnhöhe der darin lebenden Beschäftigten und der Mindestlohn-induzierten Veränderungen.

Zur Identifikation der kausalen Effekte des Mindestlohns wird eine Modifikation des Differenzen-in-Differenzen (DiD) Ansatzes verwendet. Der sog. Trend-adjusted DiD (TA-DiD, Bell et

al., 1999) schätzt die kontrafaktische Entwicklung der Ergebnisvariablen auf Basis der Entwicklung derselben in einer Kontrollgruppe und kontrolliert für unterschiedliche Entwicklungen der Ergebnisvariablen bereits im Vorfeld der Einführung des Mindestlohns. Dadurch liefert der TA-DiD Ansatz unter schwächeren Annahmen im Vergleich zum einfachen DiD konsistente Schätzwerte für den Treatmenteffekt. Als *Kontrollgruppe* werden Haushalte verwendet, in denen im Jahr vor der Einführung, also 2014, alle anspruchsberechtigten erwerbstätigen Haushaltsmitglieder einen Bruttostundenlohn über 8,50 Euro erhielten („nicht getreatete Haushalte“). Unsere *Teilnehmergruppe* sind Haushalte, in denen mindestens ein Mitglied im Jahr 2014 unter 8,50 Euro brutto pro Stunde verdiente.

Der Bericht gliedert sich wie folgt: Kapitel 2 definiert den Untersuchungsgegenstand des Projekts, während Kapitel 3 einen Überblick zum Stand der Forschung gibt. In Kapitel 4 werden die zwei verwendeten Datensätze vorgestellt und die Abgrenzung der Zielpopulation erläutert. Kapitel 5 gibt einen Überblick über die Ergebnisvariablen Haushaltseinkommen, Konsum und Ersparnis – differenziert nach Haushaltstypen und Treatmentintensität der Haushalte. Kapitel 6 beschreibt das Vorgehen der Kausalanalyse und dessen Ergebnisse. Kapitel 7 schließt mit einem Ausblick. In einem technischen Anhang finden sich weiterführende Details zu den verwendeten Datensätzen und Methoden sowie weitergehende Ergebnisse.

## 2. Untersuchungsgegenstand

Das am 1. Januar 2015 in Kraft getretene *Gesetz zur Regelung eines allgemeinen Mindestlohns* (im Folgenden ‚Mindestlohngesetz‘ oder ‚MiLoG‘) sieht laut §1 Abs. 1 für jeden Arbeitnehmer und jede Arbeitnehmerin eine Entlohnung von mindestens 8,50 Euro brutto pro Stunde vor. Dies ist der Kreis der anspruchsberechtigten Personen. Der Erwerbsstatus und nicht die Lohnhöhe determiniert also die Anspruchsberechtigung. Wenn mindestens eine anspruchsberechtigte Person in einem Haushalt lebt, wird auch der gesamte Haushalt nachfolgend als anspruchsberechtigt bezeichnet. Ab dem 1. Januar 2017 wurde diese Lohnuntergrenze auf 8,84 Euro angehoben. Dieses Gesetz zielt auf eine Lohnuntergrenze auf Ebene individueller Beschäftigter. Entscheidungen über Konsum und Sparen werden aber auf Haushaltsebene getroffen: Hier werden die ökonomischen Ressourcen – Erwerbseinkommen, Transfereinkommen, etc. – gepoolt und ihre Verwendung in Form von Konsum und Sparen bestimmt. Vor diesem Hintergrund werden im gegenwärtigen Forschungsprojekt die folgenden Fragen untersucht:

1. Welches Haushaltseinkommen haben Mindestlohn-anspruchsberechtigte Personen in Abhängigkeit von der Lohnhöhe? Welche Konsumstruktur haben diese Haushalte und wie viel sparen sie?



2. Wie groß sind die Häufigkeiten von Mindestlohn-Anspruchsberechtigten und Beziehenden von Löhnen im Jahr 2014 unter der Mindestlohnschwelle nach Haushaltstyp und was sind die Implikationen für Haushaltseinkommen, Konsum und Sparen?
3. Inwiefern sind Veränderungen bezüglich des Haushaltsnettoeinkommens, und des Sparverhaltens in Haushalten mit Beschäftigten mit Löhnen unterhalb des Mindestlohns im Jahr 2014 *kausal* auf die Einführung bzw. Erhöhung des Mindestlohns zurückzuführen?

Nach der klassischen mikroökonomischen Theorie maximieren rationale Haushalte das Wohlbefinden (den Nutzen) des Haushalts bzw. der Haushaltsmitglieder unter Beachtung von Budget- und Zeitrestriktionen. Zu den relevanten Entscheidungsvariablen zählen insbesondere die Zeitallokation (Arbeitszeit, Freizeit, Haushaltsproduktion, Kinderbetreuung und -erziehung), der Konsum und die Ersparnis (vgl. Koulovatianos et al., 2009).

Inwieweit Mindestlöhne die fokalen Variablen des vorliegenden Berichts – Haushaltseinkommen, Konsum und Ersparnis – beeinflussen, ist ex ante unklar und damit eine empirische Frage. Zwar führt die Einführung eines Mindestlohns zu einer unmittelbaren Anhebung des Stundenlohns von anspruchsberechtigten Beschäftigten im unteren Bereich der Stundenlohnverteilung, allerdings löst diese Anhebung Einkommens-, Substitutions- und Vermögenseffekte aus, die in entgegengesetzte Richtung wirken. Es stellt sich vor allem die Frage, wie stark die Beschäftigten ihre Arbeitszeit anpassen und wie stark der Effekt auf das Bruttoerwerbseinkommen, das verfügbare Haushaltseinkommen und damit den Konsum und die Ersparnis ist. Die Verbindung zwischen Bruttoerwerbs- und verfügbarem Einkommen wiederum hängt maßgeblich von der Belastung mit Steuern und Sozialabgaben und der Stärke des Transferentzugs ab. Nachfolgend werden verschiedene Wirkungskanäle erörtert, die in der späteren empirischen Analyse (nach Möglichkeit) aufgegriffen werden.

#### *Einfluss auf Haushaltseinkommen, Preise, Konsum- und Sparverhalten*

Steigt aufgrund des Mindestlohns das Einkommen eines Haushalts, ist davon auszugehen, dass die Haushalte Konsum und Ersparnis anpassen (Einkommenseffekt). Allerdings ist nicht zu erwarten, dass die Änderung des Haushaltseinkommens proportional zur Lohnerhöhung erfolgt. Dies liegt nicht nur daran, dass Erwerbseinkommen nicht die einzige Einkommensart eines Haushalts darstellen, sondern auch dass das Steuer- und Transfersystem weitere Einkommensänderungen auslöst. Über den gestiegenen Stundenlohn ändern sich auch die Opportunitätskosten von Freizeit relativ zu anderen Konsumtätigkeiten oder Arbeitszeitverwendungen. Hat die Einführung bzw. Erhöhung des Mindestlohns aufgrund gestiegener Lohnkosten (asymmetrische) Preisanstiege zur Folge, senkt dies die Realeinkommen und damit ebenfalls die Möglichkeiten zu konsumieren bzw. zu sparen – gerade auch bei Haushalten, die nicht direkt vom Mindestlohn profitieren. Steigen die Realeinkommen von Haushalten, die vom Mindestlohn unmittelbar profitieren im Vergleich zu denen, die höhere Stundenlöhne erzielen, ist es denkbar, dass

sich Konsum und Ersparnis von Haushalten im unteren und oberen Teil der Realeinkommensverteilung annähern (vgl. Aitken et al., 2014).

Ein positiver Einkommenseffekt in Kombination mit Preisänderungen (vgl. Link, 2019) führt ggf. dazu, dass sich nicht nur der Konsum insgesamt, sondern auch die Zusammensetzung – Menge, Verhältnis und Art der Güter – des Güterkorbs, den ein Haushalt konsumiert, ändert (Substitutionseffekt). Preissteigerungen aufgrund höherer Lohnkosten wirken nicht gleichermaßen auf unterschiedliche Güterarten. Wie stark Haushalte betroffen sind, ist daher auch vom individuell konsumierten Güterbündel abhängig. Aufgrund unterschiedlicher Präferenzen und Einkommensniveaus unterscheiden sich Güterbündel zwischen Haushalten.

Es ist auch möglich, dass sich das nominale Haushaltseinkommen von Haushalten, deren Mitglieder niedrige Löhne erzielen, nicht oder nicht signifikant ändert: Sollte sich die Arbeitszeit aufgrund des Mindestlohns im Durchschnitt reduzieren (Caliendo et al., 2018), könnte das Haushaltseinkommen trotz eines höheren Stundenlohns geringer oder auch gleich ausfallen. Ebenso kann eine hohe Transferenzugsrate dazu führen, dass ein höheres Erwerbseinkommen eines oder mehrerer Haushaltsmitglieder nicht zu einem steigenden Haushaltseinkommen führt.

Neben den oben diskutierten Anpassungen weist die Literatur im Bereich Family Economics auf weitere Mechanismen hin, die innerhalb von Haushalten ablaufen, aber in der *Black Box* „Haushalt“ schwer zu beobachten sind. So ändert sich bei Mindestlohn-induzierten Lohnanpassungen auch die relative Verhandlungsposition der Haushaltsmitglieder. Infolgedessen können sich die Konsummuster ebenso ändern wie die Anreize, sich in bestimmten Aktivitäten zu spezialisieren (Entscheidung für Kinder, Erziehung von Kindern vs. Berufstätigkeit, etc).

Zusammenfassend lässt sich festhalten, dass Mindestlöhne eine Reihe von Anpassungsreaktionen im Haushaltskontext auslösen können, wobei die Effekte auf Haushaltseinkommen, Konsum und Sparen theoretisch unbestimmt und daher empirisch zu ermitteln sind. Dies gilt nicht nur für Haushalte mit Mitgliedern, die einen Anspruch auf höhere Entlohnung haben. Beispielsweise dürfte ein gestiegenes Lohnniveau auch bei vormals freiwillig erwerbslosen Personen die Bereitschaft erhöhen, eine Beschäftigung aufzunehmen. Vor allem dann, wenn für einen Teil dieses Personenkreises der neue Stundenlohn den individuellen Reservationslohn übersteigt.

#### *Heterogene Effekte des Mindestlohns nach Haushaltstypen*

Selbst wenn das Erwerbseinkommen nach Einführung bzw. Erhöhung des Mindestlohns steigt, wird der Effekt auf das verfügbare Haushaltseinkommen aufgrund der Ausgestaltung des deutschen Steuer- und Transfersystems über die Haushalte variieren. Die Belastung mit Steuern und Sozialabgaben sowie die Höhe staatlicher Leistungen bemisst sich v.a. an der Höhe des zu versteuernden Einkommens sowie der Haushaltszusammensetzung (Anzahl der Kinder, verheiratet vs. zusammenlebend). Infolgedessen löst eine mindestlohninduzierte Änderung des Stun-

denlohns je nach Einkommenshöhe und Zusammensetzung des Haushalts unterschiedliche Effekte auf das verfügbare Einkommen und damit Konsum- und Spartätigkeit aus. Daher wird in den folgenden deskriptiven Analysen zwischen verschiedenen Haushaltstypen differenziert. In den Kausalanalysen wird aufgrund von Fallzahlrestriktionen auf eine Differenzierung verzichtet.

## 3. Forschungsstand

### 3.1 Identifikationsstrategien zur Evaluation von Mindestlohneffekten

In der Literatur finden sich verschiedene Strategien zur Identifikation kausaler Effekte von Arbeitsmarktinterventionen. Beispiele sind „Difference-in-differences“ (DiD) Ansätze oder „Regression-Discontinuity-Designs“. Die gemeinsame konzeptionelle Idee dieser Strategien besteht darin, die Veränderung einer Ergebnisvariable – etwa der Beschäftigung – für die Gruppe der durch die Intervention Betroffenen (die sogenannte Teilnehmer-Gruppe) mit der Veränderung derselben Ergebnisvariable für eine nicht betroffene Kontrollgruppe zu vergleichen. Letztere Gruppe soll dabei die Entwicklung der Ergebnisvariable der Teilnehmer-Gruppe in einer Welt ohne die Intervention darstellen (kontrafaktisches Szenario). Dabei wird davon ausgegangen, dass die Zuteilung in Teilnehmer- bzw. Kontrollgruppe zufällig ist. Dieser Ansatz liefert konsistente Ergebnisse, wenn die Ergebnisvariable der Kontrollgruppe im kontrafaktischen Szenario demselben Trend folgt wie die Ergebnisvariable der Teilnehmer-Gruppe (Lechner, 2011). Diese Annahme wird im Englischen als „Common Trend Assumption“ (CTA) bezeichnet. Die Validität der CTA-Annahme hängt demnach stark davon ab, wie stark sich Teilnehmer- und Kontrollgruppe unterscheiden und ob sie ähnlichen generellen Schocks über die Zeit ausgesetzt sind. Die Wahl der Kontrollgruppe ist somit zentral für die Identifikation. Die Abgrenzung von Teilnehmer- und Kontrollgruppe kann entlang verschiedener Dimensionen erfolgen.

**Variation von Gesetzen:** Ein klassischer Ansatz für die Evaluation von Mindestlöhnen nutzt zur Identifikation variierende Gesetzeslagen oder Ausnahmeregelungen. Hierbei werden Regionen, Branchen, Sektoren oder auch Altersklassen miteinander verglichen, die sich strukturell nur marginal voneinander unterscheiden aber systematisch bei der Geltung des Mindestlohns. Auf diese Identifikationsstrategie wurde im Zeitlauf besonders stark zurückgegriffen, beispielsweise bei der Evaluation sektoraler Regelungen in Deutschland (siehe Fitzenberger und Doerr, 2016) oder föderaler Variation von Mindestlöhnen in den Vereinigten Staaten (z.B. Autor et al., 2016). Dieser Ansatz lässt sich auf verschiedenen Aggregationsebenen – inklusive der Haushalts- und Individualebene – implementieren, was für Strukturanalysen besonders relevant ist.

**Regionale Eingriffsintensität:** Card (1992) nutzt die regionale Variation in der Eingriffsintensität (im Englischen „*Bite*“) des Mindestlohns. Die Grundidee dieser Strategie beruht darin, dass Regionen mit einer hohen Eingriffsintensität einer stärkeren Lohnanpassung unterliegen

als diejenigen mit einer geringen. Als regionaler Indikator für die Eingriffsintensität werden in der Literatur verschiedene Konzepte verwendet. Die wichtigsten sind dabei der Anteil an Personen, die vor der Reform weniger als den Mindestlohn verdient haben, das regionale Verhältnis von Durchschnittslohn und Mindestlohn (der sogenannte Kaitz-Index) und die durchschnittliche Differenz zwischen den Löhnen unterhalb des Mindestlohns und dem Mindestlohn. Während von Card (1992), Stewart (2012) und Dolton et al. (2010; 2012; 2015) die regionale Eingriffsintensität dafür genutzt wurde, um den Effekt des Mindestlohns auf die Veränderung einzelner Punkte der regionalen Lohnverteilung zu schätzen, zeigen DiNardo et al. (1996) und Lemieux (2002), dass diese Identifikationsstrategie auch auf individueller und Haushaltsebene Anwendung finden kann.

**Lohnhöhe:** Die Grundidee dieser Identifikationsstrategie besteht darin, zwei Gruppen von Beschäftigten zu vergleichen: Solche mit Stundenlöhnen unterhalb und knapp oberhalb des Mindestlohns vor Einführung desselben. Dieser Ansatz ist v.a. dann geeignet, wenn sich die beiden Gruppen in ihren sonstigen Charakteristika nicht unterscheiden und es keine Übertragungseffekte (Spillover) in höhere Lohnsegmente gibt (Neumark et al., 2004).

Die oben beschriebenen Identifikationsstrategien können mittels verschiedener Methoden empirisch umgesetzt werden. Konzeptionell werden dabei die Gruppen über die Zeit und miteinander verglichen. Dieser Vergleich kann mit Hilfe von Durchschnitten der interessierenden Ergebnisvariablen erfolgen, wobei Selektionsprozesse in das Treatment die Aussagekraft einfacher (unkonditionaler) Durchschnittsanalysen jedoch einschränken. Die Literatur greift deshalb in erster Instanz auf Regressionsanalysen zurück, die die Differenzen-von-Differenzen Analyse konditional auf beobachtete Variablen erstellt.

Aufgrund des flächendeckenden Charakters des deutschen Mindestlohnes können, wie oben dargestellt, nur zwei Identifikationsstrategien verfolgt werden. Als Basis für die Definition von Teilnehmer- und Kontrollgruppe wird hier die Lohnhöhe der erwerbstätigen Personen in der Stichprobe 2014 vor der Mindestlohn-Einführung genutzt. Der vereinbarte Stundenlohn des Jahres 2014 wird dabei für die Einteilung verschiedener Haushaltstypen genutzt, die sich im Grade des Treatments unterscheiden.<sup>1</sup>

### 3.2 Mindestlohn: Stundenlohn und Erwerbs-/Haushaltseinkommen

Es ist zu erwarten, dass Unternehmen auf steigende Lohnkosten durch die Mindestlohneinführung reagieren, indem sie Arbeit durch Kapital substituieren und/oder die Produktivität der Beschäftigten zu erhöhen versuchen. Dies dürfte Implikationen für die Anzahl der Beschäftigten in den Unternehmen wie deren Arbeitsumfang haben. Aber auch auf der Arbeitsangebotsseite

---

<sup>1</sup> Die Verwendung des vereinbarten gegenüber dem tatsächlichen Stundenlohn hat den Vorteil, dass keine Annahmen über die Art der Abgeltung von Überstunden getroffen werden muss, da diese vollständig oder teilweise entlohnt werden können, durch Freizeit ausgeglichen, auf Arbeitszeitkonten angespart oder auch nicht ausgeglichen werden können.

dürften sich Änderungen ergeben. Tatsächlich deuten erste Befunde für Deutschland darauf hin, dass die Arbeitszeiten von Personen mit niedrigen Stundenlöhnen nach der Reform rückläufig sind (vgl. Caliendo et al., 2019). So stellen Bruttel et al. (2018) auf Basis der Verdienst(struktur)erhebung des Statistischen Bundesamtes einen rund 21-prozentigen Rückgang der durchschnittlichen Wochenarbeitszeit von Vollzeitbeschäftigten fest, die vor der Mindestlohnreform weniger als 8,50 Euro pro Stunde verdienten. Im Bereich der Teilzeitbeschäftigten zeigen sie ähnliche Rückgänge. Wanger und Weber (2016) zeigen, dass auch Minijobber weniger Stunden arbeiten als zuvor, um die 450-Euro-Grenze nicht zu überschreiten. Für höhere Lohnsegmente oder geringfügig Beschäftigte ergaben sich dagegen keine signifikanten Änderungen. Es ist auch plausibel, dass vormals freiwillig Arbeitslose nach der Einführung des Mindestlohns eine Beschäftigung aufnehmen, nämlich dann, wenn hierdurch ihr Reservationslohn erreicht wird.

Der Effekt des Mindestlohns auf Erwerbs- und Haushaltsnettoeinkommen hängt damit nicht nur von der ursprünglichen Höhe des Stundenlohns der erwerbstätigen Haushaltsmitglieder ab. Relevant ist auch der Anteil der geleisteten Arbeitszeit, die unterhalb des Mindestlohns vergütet wurde sowie die Veränderung der geleisteten Arbeitszeit insgesamt. Der Effekt auf das Monatsentgelt ist aufgrund von Substitutions- und Einkommenseffekten auf Individual- wie Haushaltsebene ex ante ebenso unbestimmt wie der Effekt auf das verfügbare Haushaltseinkommen. Basierend auf Daten des SOEP finden Grabka und Schröder (2018) einen schwachen Anstieg des Monatsentgelts am unteren Ende der Verteilung.<sup>2</sup> Pusch und Rehm (2017) finden deutlich positive Effekte. Auf Basis des Panels Arbeitsmarkt und soziale Sicherung (PASS), welches vom Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung (IAB) herausgegeben wird, schätzen die Autoren, dass die Bruttomonatseinkünfte vom Mindestlohn direkt betroffener Beschäftigter im Mittel um 18,5 Prozent (oder 150 Euro) stiegen, wohingegen die Bruttoeinkünfte der nicht betroffenen Kontrollgruppe nur um ungefähr 5,6 Prozent zunahmen. Es ist unklar, inwieweit Unterschiede in den Fallzahlen oder der Stichprobenziehung die divergierenden Ergebnisse erklären können (Caliendo et al., 2019).

### 3.3 Mindestlohn, Einkommen(sverteilung), Konsum- und Sparverhalten sowie Preiseffekte

Auf Basis einer Datenbank mit Informationen aus 18 EU-Mitgliedstaaten untersuchen Arpaia et al. (2017) makroökonomische Effekte eines Mindestlohns. Die Autoren finden positive Konsumeffekte und zeigen, dass höhere Mindestlöhne mit einem Anstieg des volkswirtschaftlichen Konsums einhergehen. Eine nach Konsumquintilen<sup>3</sup> gesplittete ökonometrische Analyse ergibt, dass eine einprozentige Erhöhung des Mindestlohns den Konsum im untersten Konsumquintil um 0,7 Prozent, im zweiten um 0,6 Prozent und im dritten um ungefähr 0,3-0,4 Prozent

---

<sup>2</sup> Dube (2017) zeigt, dass der Mindestlohn in den USA ebenfalls Haushaltseinkommen am unteren Ende der Einkommensverteilung stärkt.

<sup>3</sup> Quintile erhält man, indem man die Haushalte aufsteigend nach dem Merkmal von Interesse sortiert und die Haushalte dann in fünf gleich große Gruppen unterteilt.

erhöht. In den oberen beiden Konsumquintilen werden keine signifikanten Konsumeffekte gemessen. Demnach sind die Konsumeffekte im unteren Bereich der Konsumverteilung, also gerade dort wo sich vermutlich viele Haushalte befinden, bei denen der Mindestlohn greift, stärker ausgeprägt (vgl. auch Herzog-Stein et al., 2018).

Aitken et al. (2014) untersuchen deskriptiv das Zusammenspiel von Mindestlohn, Konsum- und Sparverhalten, sowie Verschuldung von Haushalten in Großbritannien. Die Autoren schätzen Engelkurven (Ausgaben als Funktion des Einkommens) nach Ausgabenarten und Haushaltstypen. Die empirische Analyse zeigt nur wenige signifikante Unterschiede hinsichtlich des Ausgabe- und Konsumverhaltens zwischen Haushaltstypen. Es wird jedoch gezeigt, dass „Mindestlohn-Haushalte“ geringfügig relativ mehr für Nahrungsmittel ausgeben als Haushalte, in welchen kein Haushaltsmitglied einer mit dem Mindestlohn vergüteten Tätigkeit nachgeht. Des Weiteren zeigen die Autoren, dass das verfügbare Einkommen in einem direkt vom Mindestlohn betroffenen Haushalt durchschnittlich um 50 Prozent geringer ist, als in anderen Haushalten. Eine Analyse des Sparverhaltens und des Verschuldungsverhaltens zeigt, dass Mindestlohn-Haushalte höher verschuldet sind, eine höhere Quote materieller Deprivation aufweisen und auch weniger sparen. An dieser Stelle ist es wichtig hervorzuheben, dass die Studie von Aitken et al. (2014) das Haushaltsverhalten und die Haushaltsstrukturen deskriptiv beschreibt und keine Kausalanalyse zur Auswirkung der Einführung/Erhöhung des Mindestlohns durchführt.

Sofern sich durch die Einführung bzw. die Erhöhung eines Mindestlohns die Kaufkraft von Haushalten am unteren Ende der Einkommensverteilung erhöht, sollte aufgrund der überproportionalen Konsumquote dieser Gruppe zumindest kurzfristig der gesamtwirtschaftliche Konsum steigen (vgl. Beznoska et al., 2015). Duesenberry (1952) dagegen argumentiert, dass das relative Einkommen maßgeblich das Konsum- und Sparverhalten von Haushalten bestimmt.<sup>4</sup> Der so genannte „Keeping-Up-with-the-Joneses-Effekt“ impliziert eine höhere private Nachfrage und damit verbunden höhere Investitionen und höheres Wirtschaftswachstum bei größerer Einkommensungleichheit. Dieser Effekt würde dem Mindestlohn-induzierten Kaufkrafteffekt zuwiderlaufen.

Empirisch zeigen Stockhammer et al. (2009) für den Euroraum, dass eine Verringerung der funktionalen Einkommensungleichheit den privaten Konsum anregt. Für die Länder der OECD finden Alvarez-Cuadrado/El-Attar Vilalta (2012) in Übereinstimmung mit der „Keeping-Up“-Hypothese, dass Haushalte ihre Sparquote reduzieren, wenn das Einkommen einer Referenzgruppe von Haushalten, mit der sie sich vergleichen, steigt. Drechsel-Grau/Schmid (2013) finden selbiges Ergebnis unter Verwendung des SOEP für den Zeitraum 2002-2011. Hier fungieren Haushalte mit höheren Einkommen in der gleichen Region als Referenzgruppe. Nach dieser

---

<sup>4</sup> Darauf aufbauend kommt Rajan (2010) zu dem Ergebnis, dass größere personelle Einkommensungleichheit zu höherem Konsum reicher Haushalte führt.

Studie führt ein Anstieg des Referenzgruppenkonsums um 100 Euro zu einem Anstieg des eigenen Konsums um bis zu 25 Euro.

Für die Unternehmen impliziert ein Anstieg der Lohnuntergrenze steigende Lohnkosten (*ceteris paribus*). Aus diesem Grund haben sie einen Anreiz – neben der Substitution von Arbeit durch Kapital – die höheren Kosten in Form höherer Preise zu überwälzen. Hierfür gibt es bereits deskriptive Belege für Deutschland (siehe Mindestlohnkommission, 2016, 2018; Lesch und Schröder, 2016; Bruttel et al., 2018; Bellmann et al., 2017; Weber, 2016; Sauer und Wojciechowski, 2016). Kausale Zusammenhänge zwischen Preisanstiegen und dem Mindestlohn können diese Studien jedoch nicht zweifelsfrei nachweisen (Caliendo et al., 2019).

Mit den Auswirkungen des Mindestlohns auf das Armutsrisiko und den Bezug von Grundsicherungsleistungen beschäftigen sich nur wenige Studien. Hierzu zählen Bruckmeier und Wiewers (2016). Sie zeigen, dass die Anzahl abhängig beschäftigter Aufstocker/-innen zwischen Dezember 2014 und Februar 2015 um etwa 43.000 Personen zurückgegangen ist. Vom Berge et al. (2016) zeigen, dass die Anzahl der Personen, die ihr Arbeitseinkommen mit ALG II aufstocken, mit Einführung des Mindestlohns um etwa 20.000 zurückging. Beide Werte sind im Vergleich zur Anzahl der Beschäftigten, die vor der Reform unterhalb des Mindestlohns verdienten, vergleichsweise gering.

Bruckmeier und Becker (2018) betonen zudem, dass von den Beschäftigten, die vor Einführung des Mindestlohns unter 8,50 Euro pro Stunde verdienten, nur etwa 27 Prozent in armutsgefährdeten Haushalten lebten. Vom Mindestlohn profitieren damit v.a. Haushalte jenseits der Armutsgrenze. Dies ist nicht verwunderlich: Viele arme Haushalte erzielen aufgrund von Arbeitslosigkeit gar keine Erwerbseinkommen, was den möglichen armutsreduzierenden Effekt von Mindestlöhnen per se begrenzt. Mittels eines Differenz-von-Differenzen-Ansatzes untersuchen die beiden Autoren auch den kausalen Effekt des Mindestlohns auf das Armutsrisiko von Erwerbstätigen. Die multivariaten Verfahren zeigen aber keine robusten, statistisch signifikanten Effekte.

Bezüglich der Interpretation der empirischen Befunde gerade hinsichtlich Armutsrisiko und Bezug von Grundsicherungsleistungen muss das Phänomen der Non-Compliance beachtet werden. Nach Burauel et al. (2017) belief sich die Zahl der mindestlohnberechtigten Arbeitnehmer, die nach Einführung des Mindestlohns einen vereinbarten Stundenlohn unterhalb dieses Schwellenwerts erhielten im Jahr 2016 auf etwa 1,8 Millionen Personen. Zieht man den tatsächlichen Stundenlohn unter Berücksichtigung der geleisteten Arbeitszeit heran, so erhöht sich diese Zahl auf knapp 2,6 Millionen Arbeitnehmer. Laut Fedorets et al. (2019) wurden 2017 rund 1,3 Millionen anspruchsberechtigte Beschäftigte in ihrer Haupttätigkeit unterhalb des Mindestlohns von 8,84 Euro bezahlt. Hinzu kamen rund eine halbe Million Personen in Nebentätigkeit. Daten aus den Personalabteilungen von Unternehmen zeigen zwar auch Non Compliance an, aber hier ist das Ausmaß deutlich geringer (vgl. Mindestlohnkommission, 2018).

## 4. Datensätze und Stichprobenabgrenzung

In den nachfolgenden empirischen Analysen werden zwei Datensätze verwendet. Die detaillierten Deskriptionen des Ausgabeverhaltens basieren auf der Einkommens- und Verbrauchsstichprobe (EVS) des Statistischen Bundesamtes. Die EVS ist ein Querschnittsdatsatz und wird im 5-Jahres-Turnus erhoben. Hier wird die Welle des Jahres 2013 verwendet; die aktuellste Welle, die zum heutigen Stand (November 2019) der Wissenschaft zugänglich ist. Da die EVS 2018 noch nicht verfügbar ist, können die Deskriptionen nur die Konsummuster vor der Reform (im Jahr 2013) beschreiben.

Alle intertemporalen und kausalen Analysen basieren auf dem Sozio-oekonomischen Panel (SOEP), einer jährlich in Deutschland durchgeführten Haushaltsbefragung, bei der jedes Jahr die gleichen Haushalte und Personen teilnehmen. Das SOEP setzt sich dabei aus mehreren Substichproben zusammen, die gewichtet die Gesamtbevölkerung beschreiben. Die Panelstruktur des SOEP ist für alle vorgesehenen Kausalanalysen eine notwendige Voraussetzung. Im Bericht verwenden wir die Welle SOEPv34 eines jeden Erhebungsjahres mit Informationen bis einschließlich 2017 und ergänzen diese um Vorabdaten aus dem Jahr 2018. Wir bezeichnen diesen Datensatz nachfolgend als SOEPv35.beta.

### 4.1 Datensätze

#### 4.1.1 Einkommens- und Verbrauchsstichprobe

Die Einkommens- und Verbrauchsstichprobe (EVS) ist eine Querschnittsbefragung auf Grundlage einer Quotenstichprobe (Statistisches Bundesamt, 2016). Die primäre Zielsetzung der EVS besteht darin, die Einkommenssituation und Einkommensverwendung (Ausgaben) privater Haushalte möglichst detailliert zu erfassen. Daneben enthält die EVS aber auch diverse Informationen zur Soziodemografie der Haushalte – inkl. Informationen zur Arbeitszeit und zum Arbeitsentgelt.

Die Ausgaben der Haushalte liegen im Aggregat ebenso wie nach Ausgabenkategorien vor.<sup>5</sup> Ferner stellt die EVS Informationen zu den Inventaren der Haushalte bereit, also zu deren Ausstattung mit langlebigen Gütern. Diese sind im Kontext langlebiger Konsumgüter von Bedeutung: Hier fallen Ausgaben und Konsum intertemporal auseinander. Mit den Informationen über die Inventare und Ausgaben lassen sich die Bestände bewerten und in eine Stromgröße überführen, die den Konsum/Verbrauch der Güter über die Zeit bis zum Ende ihrer Nutzungsdauer beschreibt.

Zur Erfassung der Ausgaben führt jeder Haushalt ein Haushaltsbuch, in das über ein Quartal hinweg alle Ausgaben – differenziert nach Ausgabenarten – eingetragen werden. Dadurch ist

---

<sup>5</sup> Fehlende Angaben, so werden diese vom Statistischen Bundesamt mittels statistischer Verfahren imputiert. Welche Fälle imputiert sind, lässt sich aufgrund des Fehlens einer Imputationsfahne nicht feststellen.



es nicht nur möglich den Gesamtkonsum der befragten Haushalte zu quantifizieren, sondern auch die Anteile der einzelnen Konsumbereiche zu ermitteln, wie sie auch vom statistischen Bundesamt zur Berechnung des Verbraucherpreisindex genutzt werden. Auf Basis der Angaben der Haushalte fasst das Statistische Bundesamt die Ausgaben in 12 Konsumgruppen zusammen:

1. Nahrungsmittel und alkoholfreie Getränke
2. Alkoholische Getränke und Tabakwaren
3. Bekleidung und Schuhe
4. Wohnung, Wasser, Strom, Gas und andere Brennstoffe
5. Möbel, Leuchten, Geräte (u.a. Haushaltszubehör)
6. Gesundheitspflege
7. Verkehr
8. Nachrichtenübermittlung
9. Freizeit, Unterhaltung und Kultur
10. Bildungswesen und Kinderbetreuung
11. Beherbergungs- und Gaststättendienstleistungen
12. Andere Waren und Dienstleistungen

Ausgaben sind nicht notwendigerweise gleich Konsum, nämlich dann, wenn Güter über mehrere Perioden hinweg konsumiert werden. Beispiele für solche langlebigen Konsumgüter sind Fahrzeuge oder elektrische Haushaltsgeräte. Bei langlebigen Konsumgütern sind die Ausgaben auf die Nutzungsdauer zu verteilen. Schafft ein Haushalt im beobachteten Quartal ein solches Gut an, verteilen wir die Ausgaben auf eine Periode, die mit dem beobachteten Quartal beginnt. Umgekehrt kann der Fall eintreten, dass Haushalte schon in einer Vorperiode eine entsprechende Anschaffung getätigt haben. Dann bewerten wir auf Basis der „heutigen“ Ausgaben für die entsprechenden Güter die „gestrigen“ Anschaffungen und verteilen diese Werte wiederum auf die Nutzungsdauer (vgl. Krüger und Perri, 2005). Informationen über bereits getätigte Anschaffungen liefern die so genannten Inventare der EVS. Sie beschreiben den Bestand an langlebigen Konsumgütern in den folgenden Kategorien. Tabelle 1 fasst die Inventare sowie die unterstellten Nutzungsdauern (vgl. Krüger und Perri, 2005) zusammen.

Tabelle 1: Inventare und unterstellte Nutzungsdauern

| <b>Inventar</b>                         | <b>Nutzungsdauer<br/>in Jahren</b> |
|---|------------------------------------|
| Neuwagen                                | 8                                  |
| Gebrauchtwagen                          | 4                                  |
| Motorräder                              | 7                                  |
| Fahrräder                               | 7                                  |
| TVs / DVD-Spieler/ Receiver             | 3                                  |
| PCs                                     | 3                                  |
| Kameras/Camcorder                       | 3                                  |
| (Tief-)Kühlschränke                     | 8                                  |
| Spülmaschinen, Waschmaschinen, Trockner | 8                                  |

*Quelle:* Krüger und Perri (2005).

Bei den in der empirischen Analyse beschriebenen Konsummustern gehen also bei kurzlebigen Gütern die in der Beobachtungsperiode getätigten Ausgaben ein, während bei den langlebigen Gütern der Perioden-spezifische Verbrauchswert (im Sinne einer Abschreibung) ausgewiesen ist. Der Konsum bereits in der Vergangenheit angeschaffter langlebiger Konsumgüter wird auf der Grundlage der Ausgaben derjenigen Haushalte imputiert, die im Beobachtungszeitraum ein vergleichbares langlebiges Konsumgut erworben haben. Als Imputationsmethode wird Predictive Mean Matching (PMM) genutzt (Rubin, 1976; Vink et al., 2014). Dabei werden statistisch ähnlichen Haushalten die gleichen Werte zugewiesen. Bei den zugewiesenen Werten handelt es sich um tatsächlich beobachtete Werte. Hat also ein Haushalt in der Vergangenheit beispielsweise einen PKW erworben, so werden ihm Ausgaben zugeschrieben, die ein ähnlicher Haushalt „heute“ für einen PKW getätigt hat.

#### 4.1.2 Sozio-oekonomisches Panel

Die intertemporalen deskriptiven Vergleiche und kausalen Analysen basieren auf dem Sozio-oekonomischen Panel (SOEP) (Goebel et al., 2019). Das SOEP liefert neben der Haushaltszusammensetzung einen vollständigen Überblick über die Einkommens- und Erwerbssituation aller Haushaltsmitglieder sowie zum Sparverhalten. Es liegen detaillierte, jährliche Daten zu den verschiedenen Einkommensarten, staatlichen und privaten Transfers sowie zur Höhe von Steuern und Sozialabgaben vor. Damit lässt sich die Einkommenssituation vor und nach Steuern/Transfers untersuchen. Im Unterschied zur EVS gibt das SOEP keine komplette Aufstellung zu den Ausgaben nach Güterarten. Allerdings lässt sich die Differenz aus verfügbarem Haushaltseinkommen und Ersparnis als Proxy für das Gesamtkonsumniveau der Haushalte nutzen. Über die Personenangaben zum monatlichen Arbeitsentgelt und zu Sonderzahlungen sowie zu Arbeitszeiten (vereinbart und tatsächlich geleistet) und Überstunden lassen sich all diejenigen SOEP-Haushalte identifizieren, in denen anspruchsberechtigte Personen leben.

#### 4.2 Abgrenzung der Zielpopulation und Definition von Treatment

Die Abgrenzung der Zielpopulation von Haushalten aus der SOEP-Stichprobe wird nachfolgend detailliert beschrieben. Für die Daten der EVS haben wir zwecks Vergleichbarkeit der Ergebnisse eine analoge Abgrenzung der Untersuchungspopulation gewählt. Ein Unterschied besteht in der zeitlichen Festlegung der Zielpopulation, die im SOEP über ihre Merkmale im Jahr vor der Reform – also 2014 – definiert wird und in der EVS im Jahr 2013. Der Untersuchungszeitraum im SOEP umfasst mit den Jahren 2010-2018 den Zeitraum vor und nach Einführung des Mindestlohns. Per anno wurden durchschnittlich ca. 16.000 Haushalte erfolgreich befragt.

Die Zielsetzung des Projekts besteht in der Analyse der Auswirkungen der Einführung des Mindestlohns auf die Ergebnisvariablen Haushaltseinkommen, Konsum und Sparen. Im SOEP werden hierfür in mehreren Schritten all diejenigen Haushalte ausgeschlossen, die entweder keine Relevanz für die Fragestellung haben (z.B. reine Rentnerhaushalte) oder bei denen relevante Informationen zum Beispiel aufgrund von Antwortverweigerungen fehlen. Konkret wurde wie folgt vorgegangen:

1. Es werden nur solche erfolgreich befragten Haushalte berücksichtigt, in denen im Jahr 2014 mindestens eine Person im Alter von 18 bis 64 Jahren<sup>6</sup> einer abhängigen Beschäftigung nachging (Tabelle 2). Dies schließt sowohl Vollzeit- bzw. Teilzeitbeschäftigte als auch geringfügig Beschäftigte (Minijobber) ein. Seit dem 1. Januar 2018 sind auch die letzten Übergangsregelungen nach § 24 MiLoG ausgelaufen. Daher werden alle Haushalte im Jahr 2014 berücksichtigt, unabhängig davon, ob branchenspezifische Mindestlöhne oder Übergangsregelungen galten.
2. Ausgeschlossen werden ferner Haushalte, in denen sich *alle* erwachsenen Haushaltsmitglieder 2014 in Elternzeit befinden, *alle* selbständig oder *alle* arbeitslos sind oder *alle* einer Ausbildung nachgehen.<sup>7</sup>
3. Ebenfalls ausgeschlossen werden Haushalte, bei denen zentrale Charakteristika<sup>8</sup> der Haushaltsmitglieder fehlen.
4. Da die Analyse intertemporal angelegt ist, werden im finalen Sample nur diejenigen Haushalte berücksichtigt, die im Jahr 2014 und in mindestens einem Vergleichsjahr beobachtet werden. Es wird nicht gefordert, dass sich der Haushalt *in jedem* Jahr des Analysezeitraums beobachten lässt.

Die so konstruierte Zielpopulation von Haushalten wird somit über die Merkmale der darin lebenden Personen im Referenzjahr 2014 definiert. Ein zentrales Charakteristikum zur Differenzierung dieser Zielpopulation spielt die Anzahl der erwerbstätigen anspruchsberechtigten Haushaltsmitglieder, die im Jahr 2014 einen vereinbarten Stundenlohn<sup>9</sup> von unter 8,50 Euro erzielten. Hierüber werden getreatete (anspruchsberechtigte Beschäftigte mit Stundenlöhnen unter 8,50 Euro im Jahre 2014) und nicht getreatete Personen unterschieden. Dieser individuelle Treatment-Status wird einmalig über den Lohn des Jahres 2014 definiert und ist damit ein fixes unveränderliches individuelles Merkmal über den Analysezeitraum. Die Motivation hinter der Zuordnung eines *fixen Treatment-Status auf Personenebene* ist, dass der Mindestlohn auf genau

---

<sup>6</sup> Die untere Altersgrenze wurde gewählt, weil das MiLoG für Jugendliche unter 18 Jahren Sonderregelungen vorsieht. Die obere Altersgrenze wurde gewählt, weil Personen in diesem Alter eher selten einer Beschäftigung nachgehen und falls doch dann häufig aufgrund langer Erwerbsphasen hohe Erwerbseinkommen erzielen. Ferner dürfte für die so ausgeschlossenen Haushalte eine Lohnanpassung vernachlässigbare Effekte auf das Lebens Einkommen und damit Konsum- und Sparverhalten haben.

<sup>7</sup> Dies schließt auch Personen in Altersteilzeit mit einer Arbeitszeit von Null ein.

<sup>8</sup> Insbesondere betrifft dies Informationen wie Lohn und Arbeitszeit.

<sup>9</sup> Der vereinbarte Stundenlohn ergibt sich als Verhältnis aus dem Bruttomonatsentgelt des vorangegangenen Monats und dem 4,33-fachen der vereinbarten Wochenarbeitszeit. Fehlt die vereinbarte Wochenarbeitszeit, so wird die geleistete Wochenarbeitszeit verwendet.

diese Individualgröße fokussiert: Lag der individuelle Stundenlohn 2014 unterhalb des Mindestlohns, sollte dieser nach der Reform steigen. Inwiefern sich dieser direkte Effekt im Anschluss auf Einkommen, Konsum und Ersparnis *auf Haushaltsebene* auswirkt, hängt wiederum vom *Treatment-Status des Haushalts* ab, also davon, wie viele getreatete Personen zum jeweiligen Beobachtungszeitpunkt in dem Haushalt leben.

Beim Treatment-Status des Haushalts werden in den deskriptiven Analysen drei Gruppen von Haushalten unterschieden:

- 1) In *nicht getreateten Haushalten* verdiente kein erwerbstätiges und anspruchsberechtigtes Mitglied im Jahr 2014 weniger als 8,50 Euro brutto pro Stunde.
- 2) In *teilweise getreateten Haushalten* verdiente mindestens ein erwerbstätiges und anspruchsberechtigtes Haushaltsmitglied aber nicht alle Mitglieder im Jahr 2014 unter 8,50 Euro pro Stunde.
- 3) In *vollständig getreateten Haushalten* verdienen alle erwerbstätigen und anspruchsberechtigten Mitglieder im Jahr 2014 weniger als 8,50 Euro pro Stunde.

Tabelle 2 zeigt die Veränderung der Stichprobengröße nach Anwendung der jeweiligen Ausschlusskriterien im Referenzjahr 2014. Insgesamt werden ca. 40 Prozent der rund 16.000 SOEP-Haushalte ausgeschlossen, so dass etwa 9.100 Haushalte die Zielpopulation definieren. Diese bilden die maximale Population für alle Vergleichsjahre. Der größte Teil, nämlich knapp 38 Prozent der befragten Haushalte scheidet aufgrund von Erwerbslosigkeit, Selbstständigkeit oder einer Ausbildung bzw. Praktikums aus. Ferner wird eine geringe Zahl von Haushalten ausgeschlossen, in denen nur Personen leben, die sich nicht im erwerbsfähigen Alter befinden, sowie solche Haushalte, bei denen zentrale Informationen über die Haushaltsmitglieder fehlen.

Die Zielpopulation besteht zu 82 Prozent aus nicht getreateten Haushalten, zu 13 Prozent aus teilweise getreateten Haushalten und zu 5 Prozent aus vollständig getreateten Haushalten. Wie stark sich die Einführung und spätere Anhebung des Mindestlohns auf die Größen Einkommen, Ersparnis und Konsum auswirkt, sollte vom *Treatment-Status* des Haushalts abhängen. Gerade bei vollständig getreateten Haushalten sollten die stärksten Effekte zu beobachten sein.

Tabelle 2: Ausschlusskriterien zur Bestimmung der Analysepopulation von Haushalten im Referenzjahr 2014

|  | Abso-<br>lut | Anteil in Prozent | Kumulierter<br>Anteil | Anteil in Prozent<br>Treated |
|--|--------------|-------------------|-----------------------|------------------------------|
| <i>Beobachtungen im SOEP v.35</i>                  | 15.919       | 100,0             | 100,0                 |                              |
| <b><u>Ausschlusskriterien:</u></b>                 |              |                   |                       |                              |
| Erwerbslos <sup>1</sup>                            | -5.970       | 37,5              | 37,5                  |                              |
| Alter < 18   Alter >64                             | -136         | 0,9               | 38,4                  |                              |
| Alle in Elternzeit                                 | -22          | 0,1               | 38,5                  |                              |
| Fehlende Partner/Bildungs-Informationen            | -118         | 0,7               | 39,2                  |                              |
| Niemand erfüllt restliche 2014 Stichprobekriterien | -72          | 0,5               | 39,7                  |                              |
| Keine Information über Treatment-Status            | -509         | 3,2               | 42,9                  |                              |
| <b>Finale Stichprobe</b>                           | <b>9.092</b> |                   |                       | <b>100,0</b>                 |
| Nicht getreatete Haushalte                         | 7.482        |                   |                       | 82,3                         |
| Teilweise getreatete Haushalte                     | 1.175        |                   |                       | 12,9                         |
| Vollständig getreatete Haushalte                   | 435          |                   |                       | 4,8                          |

*Quelle:* SOEPv35.beta mit 1-Prozent Winsorizing<sup>10</sup> des Stundenlohns. Alle Angaben beziehen sich auf das Jahr 2014. <sup>1</sup>: Neben Erwerbslosen werden auch Selbständige, oder Personen, die sich in einer Ausbildung bzw. Praktikum befinden ausgeschlossen.

Die Anzahl der Personen, die in einem Haushalt leben, kann sich über die Zeit verändern. Damit ist der *Treatment-Status des Haushalts* – im Unterschied zum individuellen Treatment-Status – zeitvariabel.<sup>11</sup> Folgende Konstellationen sind denkbar:

Fall 1: Die Haushaltszusammensetzung ändert sich nicht. Da der Treatment-Status auf Personenebene konstant ist (gegeben Status 2014), ändert sich auch der Treatment-Status des Haushalts nicht. Dies ist der Regelfall. Zur Verdeutlichung: Der Treatment-Status auf Haushaltsebene bleibt auch dann konstant, wenn eine anspruchsberechtigte Person 2014 unterhalb von 8,50 Euro entlohnt wird und später darüber.

Fall 2: Die Haushaltszusammensetzung ändert sich über die Zeit.

Fall 2.a: Zieht eine getreatete (ungetreatete) Person in den Haushalt ein, kann der Treatment-Status auf Haushaltsebene gleichbleiben oder in einen höheren (niedrigeren) Status wechseln.

Fall 2.b: Zieht eine getreatete (ungetreatete) Person aus einem Haushalt aus, kann der Treatment-Status auf Haushaltsebene gleichbleiben oder sich verringern (erhöhen).

Ein Beispiel: Ein Haushalt bestehe 2014 aus zwei Personen, wobei die erste erwerbstätig ist und die zweite arbeitslos. Nur die erste Person definiert aufgrund ihrer Erwerbstätigkeit und damit ihrer Anspruchsberechtigung den Haushalt als zugehörig zur Zielpopulation. In 2015

<sup>10</sup> Winsorizing bedeutet, dass Werte über- und unterhalb eines Schwellenwerts durch den Schwellenwert ersetzt werden.

<sup>11</sup> Es ist zu beachten, dass die Verweildauer getreateter Personen im Haushalt auch dynamische Effekte haben kann, etwa über die intertemporale Budgetrestriktion oder Beschäftigungseffekte. Dies wird in der deskriptiven Analyse nicht abgebildet. In der späteren Kausalanalyse wird der Versuch unternommen, durch entsprechende Kovariate hierfür zu kontrollieren.

zieht Person 1 aus und bildet einen neuen Haushalt, während Person 2 im Ursprungshaushalt verbleibt. Dann berücksichtigen wir in der zweiten Periode nur den Haushalt, in dem die Anspruchsberichtigte Person aus 2014 lebt. Dieses und andere Beispiele zeigt Abbildung 1.

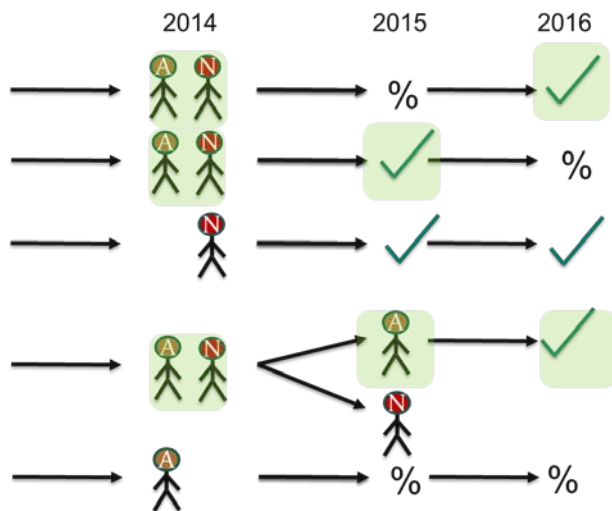


Abbildung 1: Analysepopulation von Haushalten über die Zeit

Anmerkung: A: Anspruchsberichtigte Person, N: nicht anspruchsberechtigte Person, %: Haushalt fehlt im betreffenden Jahr, √: Haushalt wird im betreffenden Jahr mit der anspruchsberechtigten Person aus 2014 beobachtet, hellgrün unterlegt ist die Analysepopulation von Haushalten.

Tabelle 3 zeigt für den gesamten Beobachtungszeitraum die Fallzahlen nach Anwendung der Ausschlusskriterien und die Fallzahlen nach Treatment-Status des Haushalts.

Tabelle 3: Zielpopulation nach allgemeinen Ausschlusskriterien 2010–2018 - Haushalte

|   | 2010         | 2011         | 2012         | 2013         | 2014         | 2015         | 2016         | 2017         | 2018         |
|---|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|
| <i>Beobachtungen im SOEP v.35</i>                               | 15.320       | 16.719       | 16.413       | 17.971       | 15.919       | 15.847       | 16.483       | 18.354       | 17.938       |
| <u>Ausschlusskriterien:</u>                                     |              |              |              |              |              |              |              |              |              |
| In 2014 nicht beobachtet  | -6.014       | -4.836       | -3.223       | -2.605       | 0            | -1.770       | -3.434       | -6.281       | -6.832       |
| Beobachtet, aber entspricht nicht den 2014 Stichprobenkriterien | -3.951       | -5.224       | -5.886       | -6.614       | -6.827       | -6.084       | -5.615       | -5.162       | -4.731       |
| <b>Finale Stichprobe</b>  | <b>5.355</b> | <b>6.659</b> | <b>7.304</b> | <b>8.752</b> | <b>9.092</b> | <b>7.993</b> | <b>7.434</b> | <b>6.911</b> | <b>6.375</b> |
| Nicht getreatete Haushalte                                      | 4.575        | 5.634        | 6.150        | 7.221        | 7.482        | 6.633        | 6.209        | 5.779        | 5.349        |
| Teilweise getreatete Haushalte                                  | 604          | 769          | 851          | 1.140        | 1.175        | 979          | 863          | 786          | 701          |
| Vollständig getreatete Haushalte                                | 176          | 256          | 303          | 391          | 435          | 381          | 362          | 346          | 325          |

Quelle: SOEPv35.beta. Stichprobenkriterien beinhalten Ausschlüsse aufgrund von Elternzeit, Erwerbslosigkeit, Alter und Verrentung, Selbstständigkeit und Praktikantentätigkeit, fehlenden Informationen von zentralen Charakteristika und Beobachtungen ausschließlich im Jahr 2014.

Die Differenzierung der Zielpopulation nach Treatment-Status gibt nur begrenzt Auskunft über die ökonomische Lage der Haushalte. Dies liegt daran, dass (a) sich die Anzahl der Personen, die sich das Haushaltseinkommen teilen, zwischen den Haushalten unterscheiden kann, (b) der Stundenlohn nur in Kombination mit der Arbeitszeit die Höhe des individuellen Erwerbseinkommens definiert, (c) die Anzahl der erwerbstätigen Haushaltsmitglieder variabel ist; und (d) Haushalte auch Einnahmen aus anderen Einkommensarten erzielen können. Daher unterteilen wir die Zielpopulation nach Haushaltstypen. Dabei unterscheiden wir Einpersonnen-, Alleinerziehenden- und Mehrpersonnen-Haushalte. Bei Mehrpersonnenhaushalte unterscheiden wir ferner zwischen Haushalten, in denen kein bzw. mindestens ein Haushaltsmitglied mehr als den Median des vereinbarten Stundenlohns des jeweiligen Jahres verdient (Mehrverdiener-Haushalt mit Gutverdiener/in) und solchen Mehrpersonnenhaushalten, bei denen dies nicht der Fall ist (Mehrverdiener-Haushalt ohne Gutverdiener/in, vgl. Tabelle 4).

Tabelle 4: Zielpopulation getrennt nach Haushaltstypen - ungewichtet

|  | 2010                  | 2011                  | 2012                  | 2013                  | 2014                  | 2015                  | 2016                  | 2017                  | 2018                  |
|--|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| <i>Einpersonnen<br/>HH</i>   | 570<br>(10,64)        | 769<br>(11,55)        | 966<br>(13,23)        | 1.134<br>(12,96)      | 1.202<br>(13,22)      | 1.113<br>(13,92)      | 1.067<br>(14,35)      | 1.039<br>(15,03)      | 998<br>(15,65)        |
| <i>Alleinerziehenden<br/>HH</i>                                    | 677<br>(12,64)        | 919<br>(13,80)        | 966<br>(13,23)        | 1.052<br>(12,02)      | 1.036<br>(11,39)      | 867<br>(10,85)        | 785<br>(10,56)        | 721<br>(10,43)        | 645<br>(10,12)        |
| <i>Mehrpersonnen<br/>HH mind., 1<br/>Gutverdiener</i>              | 2482<br>(46,35)       | 3.308<br>(49,68)      | 3.601<br>(49,30)      | 4.294<br>(49,06)      | 4.635<br>(50,98)      | 3.961<br>(49,56)      | 3.698<br>(49,74)      | 3.394<br>(49,11)      | 3.130<br>(49,10)      |
| <i>Mehrpersonnen<br/>HH ohne<br/>Gutverdiener</i>                  | 1.626<br>(30,36)      | 1.663<br>(24,97)      | 1.771<br>(24,25)      | 2.272<br>(25,96)      | 2.219<br>(24,41)      | 2.052<br>(25,67)      | 1.884<br>(25,34)      | 1.757<br>(25,42)      | 1.602<br>(25,13)      |
| <i>Alle Haushalte</i>  | <b>5.355</b><br>(100) | <b>6.659</b><br>(100) | <b>7.304</b><br>(100) | <b>8.752</b><br>(100) | <b>9.092</b><br>(100) | <b>7.993</b><br>(100) | <b>7.434</b><br>(100) | <b>6.911</b><br>(100) | <b>6.375</b><br>(100) |
| <i>Darunter Mehrpersonnen<br/>HH mind. 1<br/>Person arbeitslos</i> | 2.001<br>(37,37)      | 2.145<br>(32,21)      | 2.239<br>(30,65)      | 2.655<br>(30,34)      | 2.574<br>(28,31)      | 2.370<br>(29,65)      | 2.166<br>(29,14)      | 2.020<br>(29,23)      | 1.881<br>(29,51)      |

Quelle: SOEPv35.beta. Anteile an der Zielpopulation in den jeweiligen Jahren in Klammern. Die Haushaltstypen des oberen Tabellenteils sind einander ausschließend und kumulieren sich zur Stichprobengesamtheit auf.

Für die Zielpopulation ist ein stetiger Anstieg des Anteils von Einpersonnenhaushalten zu verzeichnen, von etwa 11 Prozent im Jahr 2010 auf ca. 13 Prozent im Jahr vor der Mindestlohnneinführung und auf über 15 Prozent 2018. Der Anteil der Alleinerziehenden geht über die Zeit leicht zurück von ca. 13 Prozent 2010 auf 10 Prozent 2018. Dies kann vermutlich dadurch erklärt werden, dass entweder Kinder aus dem Haushalt ausziehen, oder aber, dass eine weitere erwachsene Person zuzieht und sich damit der Status in einen Paarhaushalt ändert.

Mit Abstand die größte Gruppe bilden Mehrpersonenhaushalte mit mindestens einer gutverdienenden Person.<sup>12</sup> Hier bleibt der Anteil über die Zeit relativ konstant (ca. 50 Prozent). Mehrpersonenhaushalte, in denen kein Gutverdiener wohnt, machen im Schnitt rund 25 Prozent aller Haushalte der Zielpopulation aus.

Während sich die oben beschriebenen Haushaltstypen gegenseitig ausschließen, zeigt der untere Teil von Tabelle 4 den Anteil der Haushalte, in denen mindestens eine arbeitslose Person lebt. Ein Arbeitslosenhaushalt ist eine Untergruppe von Mehrpersonenhaushalten, in denen mindestens eine anspruchsberechtigte Person neben mindestens einer arbeitslosen Person lebt. Die Unterscheidung von Haushalten mit und ohne arbeitslose Personen ist wichtig für die Evaluation, weil hier im Falle des Treatments die Wahrscheinlichkeit hoch ist, dass das Einkommen des Haushalts stark vom Lohn des anspruchsberechtigten Haushaltsmitglieds abhängt. Der Anteil der Arbeitslosenhaushalte sinkt von 37 Prozent im Jahr 2010 auf ca. 29 Prozent im Jahr 2014 und verbleibt auf diesem Niveau. Arbeitslose Einpersonenhaushalte 2014 sind per constructionem nicht Teil der Analysepopulation.

#### 4.3 Vergleich von SOEP und EVS

SOEP und EVS sind freiwillige Befragungen. Das SOEP ist dabei als Zufallsstichprobe konzipiert. Das SOEP liefert detaillierte Informationen zur Beschäftigung, Einkommenssituation und Ersparnis, aber keine vollständige Variablenliste zum Konsum. Gerade beim Detailgrad der Daten zum Konsum liegen die Stärken der EVS. Bei der EVS handelt es sich um eine Quotenstichprobe, bei der die Haushalte nach einem Quotenplan und verschiedenen Quotierungsmerkmalen ausgewählt werden. Daher ist es interessant zu untersuchen, inwiefern die beiden Datensätze – zumindest im Jahr 2013 – vergleichbare Ergebnisse für die zentralen Variablen der folgenden Analysen liefern. So lässt sich abschätzen, ob bei den EVS-basierten Ergebnissen zum Konsum davon ausgegangen werden kann, dass diese auch für die SOEP-Haushalte gelten. Dabei ist zu beachten, dass es teilweise Unterschiede in der Art und Weise der Abfrage gibt. Einen deskriptiven Vergleich der Merkmalsverteilungen laut SOEP und EVS gibt Tabelle 5. Alle Angaben beziehen sich auf die Analysepopulation unserer inhaltlichen Untersuchungen.

Der erste wichtige Block von Ergebnissen bezieht sich auf individuelle Merkmale zu Monatsbruttolöhnen, zur vereinbarten Wochenarbeitszeit und zum Stundenlohn, die für die Definition des Treatment-Status auf Haushaltsebene verwendet wurden. Angegeben sind ungewichtete statistische Größen, um die Datenstrukturen zu beschreiben. Damit verbieten sich Hochrechnungen auf die Grundgesamtheit in Deutschland. Die Verteilungen von Monatsbruttolöhnen, vereinbarten Wochenarbeitszeiten und Stundenlöhnen sind in beiden Datensätze recht ähnlich. So liegt der ungewichtete mittlere monatliche Bruttostundenlohn im SOEP bei ca. 2.600 Euro

---

<sup>12</sup> Hier sind besonders klassische Haushaltskonstellationen zu finden, da in Deutschland das „männliche ErnährermodeLL“ in Partnerschaften weiterhin klar dominiert (Sierminska et al. 2010).



und in der EVS bei ca. 2.700 Euro, die durchschnittliche Arbeitszeit liegt in beiden Datensätzen bei rund 33 Stunden und der durchschnittliche Stundenlohn bei ca. 17 Euro im SOEP und ca. 18 Euro in der EVS. Eine nennenswerte Abweichung zwischen den Datensätzen findet sich beim zehnten Perzentil der Verteilung des monatlichen Bruttolohns. Dieser ist im SOEP mit ca. 450 Euro deutlich niedriger als in der EVS mit ca. 930 Euro. Dies liegt auch daran, dass es im SOEP eine starke Häufung der Werte auf der Geringfügigkeitsschwelle von 450 Euro gibt, die man in der EVS so nicht beobachten kann.

Der zweite Block zeigt gewichtete Werte für diejenigen Personen (ab 18 Jahren) im Haushalt mit dem höchsten Beitrag zum Haushaltsnettoeinkommen (Haushaltsvorstand). Auch hier sind die statistischen Kennzahlen aller drei Variablen für beide Datenquellen sehr ähnlich. Dies gilt insbesondere auch für den Stundenlohn, über den der Treatment-Status definiert wird: Dieser liegt im Mittel sowohl in der EVS als auch im SOEP bei 10 Euro und steigt in beiden Datensätzen von ca. 9 Euro für das zehnte Perzentil auf ca. 17 Euro für den Median und auf knapp 31 Euro für das 90. Perzentil.

Der dritte Block beschreibt die Haushaltsnettoeinkommen (mit und ohne Bedarfsanpassung mit OECD-Skala)<sup>13</sup>. Eine Bedarfsanpassung wird vorgenommen, um die Einkommen über Haushalte hinweg bezüglich des damit verbundenen Lebensstandards vergleichbar zu machen. So benötigt ein Paar mit zwei Kindern ein höheres Einkommen als eine alleinstehende Person, damit beide den gleichen Lebensstandard erreichen. Allerdings benötigt das Paar aufgrund von Skaleneffekten und geringerer Bedarfe von Kindern weniger als das Vierfache des Einkommens der alleinstehenden Person. Das OECD-gewichtete Einkommen wird bestimmt, indem man das Haushaltseinkommen durch die modifizierte OECD-Skala dividiert.

Das Haushaltsnettoeinkommen im SOEP liegt im Mittel bei ca. 3.000 Euro und damit deutlich niedriger als in der EVS mit ca. 3.800 Euro. Dieser Unterschied darf aber nicht verwundern und ist unterschiedlichen Variablendefinitionen geschuldet. Laut Qualitätsbericht zur Einkommens- und Verbrauchsstichprobe 2013 (S. 5f.) ergibt sich das Haushaltsnettoeinkommen als Haushaltsbruttoeinkommen abzüglich Einkommensteuer bzw. Lohnsteuer, Kirchensteuer und Solidaritätszuschlag sowie den Pflichtbeiträgen zur Sozialversicherung. Diese Vorgehensweise findet sich analog im SOEP. Allerdings ist in der EVS das Bruttoeinkommen wesentlich breiter gefasst. Es beinhaltet hier „alle Einnahmen des Haushalts aus (selbstständiger und unselbstständiger) Erwerbstätigkeit, aus Vermögen, aus öffentlichen und nichtöffentlichen Transferzahlungen sowie aus Untervermietung [...] Sonderzahlungen, Weihnachtsgeld, zusätzliche Monatsgehälter sowie Urlaubsgeld. [...] In die Einnahmen aus Vermögen wird internationalen Gepflogenheiten folgend eine so genannte unterstellte Eigentüermiete eingerechnet.“ Im Bruttoeinkommen des SOEP ist die Eigentüermiete nicht enthalten. Hinzu kommt, dass es sich beim

---

<sup>13</sup> Für die Bedarfsanpassung nach der modifizierten OECD Skala erhält der Haushaltsvorstand ein Gewicht von 1. Jede weitere erwachsene Person wird mit 0,5 gewichtet. Pro Kind wächst die Skala um weitere 0,3 Punkte. Um z.B. das bedarfsgewichtete Haushaltseinkommens eines Paarhaushaltes mit einem Kind zu berechnen wird das Haushaltseinkommen also durch den Faktor 1,8 geteilt.

SOEP um ein Haushaltsnettoeinkommen auf (laufender) Monatsbasis handelt, während in der EVS ein Jahreskonzept verwendet wird. Unterjährig anfallende Einkommenskomponenten wie Sonderzahlungen, Weihnachtsgeld, zusätzliche Monatsgehälter sowie Urlaubsgeld und Kapitaleinkommen sind damit in der SOEP-Variable tendenziell untererfasst.

Der vierte Block beschreibt die Ersparnis. Insgesamt geben fast 70 Prozent der SOEP-Haushalte an, zu sparen. In der EVS sind es fast 80 Prozent. Die Sparer im SOEP legen im Durchschnitt ca. 500 Euro pro Monat zurück; in der EVS rund 900 Euro. Erneut begründen sich die Unterschiede vermutlich in unterschiedlichen Formen der Abfrage. Im SOEP wird die Ersparnis über eine zweistufige Direktabfrage erhoben. Auf erster Ebene wird abgefragt, ob bei den Befragten in der Regel monatlich ein gewisser Betrag übrigbleibt, den sie sparen oder zurücklegen können. Wird diese Frage bejaht, wird nach dem Sparbetrag gefragt. Dies bedeutet, dass sich im SOEP kein Entsparen beobachten lässt. Dies bedeutet, dass in der Kausalanalyse nur die erste Stufe, also die Entscheidung ob gespart wird oder nicht, betrachtet werden kann. In der EVS wird die Ersparnis *generiert* als Summe aus den Ausgaben für die Vermögensbildung und Rückzahlung von Krediten abzüglich (a) Einnahmen aus Auflösung von Sachvermögen, (b) Einnahmen aus Auflösung von Geldvermögen, (c) Einnahmen aus Kreditaufnahme, (d) Zinsen für Baudarlehen, Hypotheken, sowie (e) Zinsen für Konsumenten- und Dispokredite. Es ist davon auszugehen, dass zum Beispiel Vermögensbildung in Form von Rückzahlung von Krediten, wie in der EVS erfasst, von SOEP-Befragten nicht als Spartätigkeit verstanden wird und es somit zu einer Unterschätzung der tatsächlichen Ersparnis kommen dürfte.

Insgesamt deuten die Ergebnisse auf eine hohe Ähnlichkeit beider Datensätze im Hinblick auf den Bruttomonatslohn, die Arbeitszeit und den Bruttostundenlohn hin. Aufgrund definitorischer Unterschiede wird dagegen in der EVS sowohl ein höheres Haushaltsnettoeinkommen als auch ein höherer Sparbetrag ausgewiesen.

Tabelle 5: Vergleich ausgewählter Charakteristika zwischen SOEP und EVS (2013)

|   | SOEP       |       |       |       |       |        | EVS        |       |       |       |       |        |
|---|------------|-------|-------|-------|-------|--------|------------|-------|-------|-------|-------|--------|
|   | Mittelwert | SD    | Q10   | Q50   | Q90   | Beob.  | Mittelwert | SD    | Q10   | Q50   | Q90   | Beob.  |
| Monatlicher Bruttolohn in Euro                              | 2.570      | 2.100 | 454   | 2.220 | 4.944 | 12.798 | 2.730      | 1.553 | 928   | 2.559 | 4.626 | 36.423 |
| Vereinbarte Wochenarbeitszeit                               | 33,46      | 10,02 | 17,50 | 38,50 | 40,00 | 11.826 | 33,51      | 10,58 | 15,00 | 39,00 | 40,00 | 41.477 |
| Stundenlohn in Euro   | 16,84      | 10,24 | 6,99  | 14,75 | 29,11 | 11.331 | 17,87      | 11,20 | 8,24  | 16,51 | 28,49 | 36.027 |
| Monatlicher Bruttolohn (Haushaltsvorstand) in Euro          | 3.144      | 2.144 | 1.120 | 2.825 | 5.348 | 8.223  | 3.065      | 1.650 | 1.350 | 2.775 | 5.039 | 23.895 |
| Vereinbarte Wochenarbeitszeit (Haushaltsvorstand)           | 36,31      | 7,55  | 25,00 | 39,00 | 40,00 | 7.524  | 36,73      | 8,12  | 25,00 | 39,00 | 40,00 | 25.622 |
| Stundenlohn (Haushaltsvorstand) in Euro                     | 19,00      | 10,27 | 9,31  | 16,93 | 31,06 | 7.375  | 19,04      | 11,96 | 9,62  | 17,02 | 30,42 | 23.715 |
| Anteil Haushalte mit mindestens einem Erwerbstätigem (in %) |            |       |       | 94    |       |        |            |       |       | 95    |       |        |
| Haushaltsnettoeinkommen in Euro                             | 2.987      | 1.545 | 1.312 | 2.724 | 5.045 | 8.695  | 3.781      | 2.263 | 1.468 | 3.312 | 6.589 | 26.733 |
| Haushaltsnettoeinkommen (bedarfsgewichtet) in Euro          | 1.874      | 880   | 961   | 1.682 | 3.027 | 8.695  | 2.382      | 1.254 | 1.178 | 2.121 | 3.816 | 26.733 |
| Anteil Haushalte mit positivem Sparbetrag (in %)            |            |       |       | 0,68  |       |        |            |       |       | 0,79  |       |        |
| Monatlicher Sparbetrag in Euro                              | 488        | 552   | 101   | 303   | 1.009 | 5.379  | 911        | 1.531 | 78    | 524   | 2.030 | 21.456 |
| Sparquote (in %)  | 14         | 11    | 4     | 11    | 29    | 5.377  | 19         | 15    | 3     | 15    | 39    | 21.377 |

Quelle: SOEP v.35.beta (2013 Welle) und EVS 2013. Die ersten drei Zeilen sind ungewichtete Vergleiche, Zeilen 4-6 sind die Werte des Haushaltsvorstands gewichtet mit dem Haushaltsgewicht, Zeilen 7-12 sind mit Haushaltsgewicht gewichtete Größen. Haushaltsnettoeinkommen mit 1- Prozent Winsorizing und monatlicher Sparbetrag mit 99-Prozent topcoding. Sparbetrag ist konditional auf eine positive Ersparnis.

## 5. Deskriptive Analysen

### 5.1 SOEP-Zielpopulation

In diesem Abschnitt werden zunächst die Eigenschaften der SOEP-Analysepopulation und die Ergebnisgrößen Haushaltsnettoeinkommen und Ersparnis beschrieben.

Tabelle 6 beschreibt für den Beobachtungszeitraum Anteile und Mittelwerte der wichtigsten Variablen auf Individualebene. Um verallgemeinerbare Aussagen treffen zu können, werden alle Ergebnisse hochgerechnet und gewichtet. Hierfür werden individuelle Gewichte verwendet, um für ziehungsbedingte Unterschiede zu kontrollieren.

Die Komposition der Stichprobe bleibt aufgrund der Fixierung auf das Referenzjahr 2014 weitgehend konstant.<sup>14</sup> Ungewichtet leben 2014 17.560 erwachsene Personen in den untersuchten Haushalten; gewichtet sind es ca. 38 Mio. Personen. Der Anteil der erwachsenen weiblichen Haushaltsmitglieder liegt in allen Jahren bei knapp unter 50 Prozent. Rund 20 Prozent geben an, in den neuen Bundesländern zu wohnen und rund 90 Prozent besitzen die deutsche Staatsbürgerschaft. Vollzeitbeschäftigte, Teilzeitbeschäftigte und geringfügig Beschäftigte, die Anspruch auf den Mindestlohn haben, machen 55-58 Prozent, 15-18 Prozent bzw. 6-7 Prozent aus. Bei den verbleibenden Personen (18-23 Prozent) handelt es sich um Nicht-Erwerbstätige sowie solche Erwerbstätige, die nicht den Regelungen des Mindestlohns unterliegen. Das individuelle monatliche Bruttoarbeitsentgelt der Analysepopulation liegt bis 2014 knapp unter 2.700 Euro und steigt dann stetig an bis auf ca. 2.900 Euro im Jahr 2018. Teilt man die Arbeitsentgelte durch die Arbeitszeit, so erhält man Stundenlöhne. Diese liegen vor der Mindestlohneinführung im Mittel knapp über 16 Euro und steigen dann bis auf über 18 Euro im Jahr 2018.

Die Haushaltszielgrößen (Haushaltsnettoeinkommen und Sparen) werden in Tabelle 7 getrennt nach den oben beschriebenen Haushaltstypen beschrieben. Über den gesamten Zeitraum betrachtet steigt für die Analysepopulation das reale monatliche Haushaltsnettoeinkommen<sup>15</sup> von ca. 3.000 Euro im Jahr 2010 über 3.070 Euro im Jahr 2014 auf ca. 3.250 Euro im Jahr 2018. Dieser Verlauf sollte nicht mit der Entwicklung der Haushaltsnettoeinkommen in Deutschland insgesamt verwechselt werden: Die Untersuchungspopulation ist selektiv, da zum Beispiel Haushalte, in denen alle Personen 2014 arbeitslos waren, aus dem Sample ausgeschlossen werden. Entsprechend liegt das monatliche Nettoeinkommen der privaten Haushalte in Deutschland in der Analysepopulation über den jeweiligen bundesdeutschen Querschnitten für die Gesamtbevölkerung.

Ähnlich zur Entwicklung des Haushaltsnettoeinkommens entwickelt sich der monatliche Sparbetrag. Dieser steigt von im Mittel von 450 Euro im Jahr 2010 auf 540 Euro im Jahr 2018. Die Berechnung der mittleren Sparbeträge erfolgt konditional darauf, dass der Haushalt spart. Bei

---

<sup>14</sup> Fixierung meint, dass der Haushalt sowohl 2014 zur Zielpopulation gehören als auch mindestens in einem anderen Jahr beobachtet werden muss, damit er in die Analyse der Zielpopulation einfließt.

<sup>15</sup> Die Haushaltsnettoeinkommen sowie der monatliche Sparbetrag sind mit Basisjahr 2014 inflationsbereinigt.

dem intertemporalen Vergleich der Ersparnis ist zu beachten, dass sich die Abfrage hierzu im SOEP ab 2015 verändert hat. Während bis zu diesem Zeitpunkt nicht zwischen dem Sparen zur Vermögensbildung und Sparen für Anschaffungen und Notlagen unterschieden wurde, erfolgt seit 2015 eine getrennte Abfrage.

Für ein differenzierteres Bild beschreibt Tabelle 7 die monatlichen Haushaltsnettoeinkommen und Sparbeträge nach Haushaltstypen. Einpersonenhaushalte verfügen mit knapp 1.900 Euro konsistent über den Beobachtungszeitraum über die niedrigsten Einkommen. Allerdings berücksichtigt die Kenngröße nicht die Anzahl der Haushaltsmitglieder. Alleinerziehende und Haushalte, in denen kein Gutverdiener wohnt, weisen zwar im Vergleich zu Einpersonenhaushalten ein absolut höheres Einkommen auf, das aber pro Kopf tendenziell geringer ausfällt. Gutverdiener-Haushalte verzeichnen Zuwächse bei ihrem Haushaltsnettoeinkommen. Dieses steigt von 4.000 Euro im Jahr 2010, über 4.100 Euro im Jahr 2014 bis auf 4.400 Euro im Jahr 2018. Bei Haushalten ohne Gutverdiener verläuft die Entwicklung des Haushaltsnettoeinkommens u-förmig: Im Durchschnitt liegt es im Jahr 2010 bei rund 2.700 Euro, bei rund 2.550 Euro 2014 und bei 2.900 Euro im Jahr 2018.

Besonders niedrig ist der durchschnittliche monatliche Sparbetrag bei Alleinerziehenden mit ca. 260 Euro 2010, 290 Euro 2014 und knapp 300 Euro 2018. Besonders hoch ist der Sparbetrag bei Mehrpersonen-Haushalten mit einem Gutverdiener. Hier liegen die Werte bei ca. 590 Euro 2010, 670 Euro 2014 und ca. 700 Euro 2018.

Inwiefern die oben beschriebenen Trends mit dem Mindestlohn in Zusammenhang stehen, soll nachfolgend untersucht werden. Dazu werden in einem ersten Schritt vor der eigentlichen Kausalanalyse die Entwicklungen der Zielgrößen in Abhängigkeit vom Treatment-Status der jeweiligen Haushalte zunächst deskriptiv dargestellt.

Tabelle 6: Deskriptive Ergebnisse ausgewählter individueller Charakteristika – auf Grundlage der 2014er Zielpopulation

|  | 2010              | 2011              | 2012              | 2013              | 2014              | 2015              | 2016              | 2017              | 2018              |
|--|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|
| <i>Anteil Frauen (in %)</i>                        | 48,26             | 48,33             | 48,36             | 48,17             | 48,12             | 48,06             | 48,27             | 48,54             | 48,60             |
| <i>Anteil mit Wohnort in Ostdeutschland (in %)</i> | 20,07             | 20,21             | 19,14             | 19,41             | 18,73             | 19,02             | 18,92             | 18,35             | 18,50             |
| <i>Anteil deutsche Staatsbürger (in %)</i>         | 91,74             | 92,11             | 91,37             | 91,54             | 89,76             | 91,45             | 91,11             | 90,23             | 91,21             |
| <i>Anteil in Vollzeit (in %)</i>                   | 55,43             | 56,84             | 57,32             | 56,82             | 57,69             | 56,00             | 55,73             | 54,60             | 55,05             |
| <i>Anteil in Teilzeit (in %)</i>                   | 15,05             | 15,20             | 15,62             | 16,51             | 17,25             | 17,29             | 17,23             | 17,51             | 17,28             |
| <i>Anteil geringfügig beschäftigt (in %)</i>       | 6,16              | 6,05              | 6,22              | 6,42              | 6,98              | 6,41              | 5,75              | 6,03              | 5,58              |
| <i>Anteil nicht erwerbstätig (in %)*</i>           | 23,35             | 21,92             | 20,83             | 20,23             | 18,08             | 20,30             | 21,29             | 21,86             | 22,09             |
| <i>Alter</i>                                       | 40,10<br>(12,86)  | 40,47<br>(13,00)  | 40,89<br>(13,15)  | 41,51<br>(13,40)  | 41,70<br>(13,51)  | 42,73<br>(13,74)  | 43,29<br>(13,96)  | 44,18<br>(14,17)  | 45,64<br>(13,90)  |
| <i>Monatlicher Bruttolohn</i>                      | 2.675<br>(2.076)  | 2.699<br>(2.189)  | 2.675<br>(2.075)  | 2.630<br>(1.977)  | 2.671<br>(2.085)  | 2.758<br>(2.092)  | 2.832<br>(2.159)  | 2.857<br>(2.106)  | 2.919<br>(2.156)  |
| <i>Bruttostundenlohn .</i>                         | 16,46<br>(8,73)   | 16,43<br>(8,95)   | 16,27<br>(8,51)   | 16,19<br>(8,62)   | 16,50<br>(8,84)   | 17,06<br>(8,88)   | 17,48<br>(8,87)   | 17,80<br>(9,01)   | 18,39<br>(9,10)   |
| <i>Vereinbarte Wochenarbeitszeit</i>               | 34,70<br>(9,35)   | 34,84<br>(9,15)   | 34,88<br>(9,18)   | 34,75<br>(9,18)   | 34,12<br>(9,74)   | 34,47<br>(9,32)   | 34,42<br>(9,43)   | 34,33<br>(9,39)   | 34,22<br>(9,36)   |
| <i>Tatsächliche Wochenarbeitszeit</i>              | 37,77<br>(12,44)  | 38,56<br>(12,53)  | 38,29<br>(12,37)  | 37,88<br>(12,41)  | 37,39<br>(12,45)  | 37,49<br>(12,16)  | 37,39<br>(11,98)  | 37,11<br>(12,13)  | 37,04<br>(11,74)  |
| <i>Beobachtungen (gewichtet in Mio.)</i>           | 10.450<br>(25,83) | 12.873<br>(26,37) | 14.029<br>(30,21) | 16.945<br>(32,65) | 17.560<br>(38,36) | 15.461<br>(35,63) | 14.310<br>(36,28) | 13.384<br>(29,90) | 12.249<br>(26,72) |

Quelle: SOEP v.35. Gewichtet, vereinbarter Stundenlohn Winsorized und monatlicher Bruttolohn inflationsbereinigt. Im oberen Tabellenteil sind in Klammern die Standardabweichungen angegeben. Im untersten Tabellenteil befinden sich die gewichteten Populationsgrößen in Klammern. \* inkl. Ausbildung, Lehre, Praktikum und Beschäftigung in Behindertenwerkstätten.

Tabelle 7: Haushaltsnettoeinkommen und Sparverhalten nach Haushaltstypen – auf Grundlage der 2014er Zielpopulation

|  | 2010                 | 2011                 | 2012                 | 2013                 | 2014                 | 2015                 | 2016                 | 2017                 | 2018                 |
|--|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| <b>Haushaltsnettoeinkommen</b>                     |                      |                      |                      |                      |                      |                      |                      |                      |                      |
| <i>Alle</i>  | 3.003,1<br>(1.547,8) | 2.987,3<br>(1.567,3) | 3.006,1<br>(1.534,5) | 2.986,9<br>(1.544,6) | 3.066,4<br>(1.593,1) | 3.115,5<br>(1.617,8) | 3.183,8<br>(1.642,7) | 3.195,8<br>(1.635,9) | 3.249,2<br>(1.668,8) |
| <i>Einpersonenhaushalte</i>                        | 1.837,4<br>(788,9)   | 1.868,4<br>(881,4)   | 1.888,9<br>(886,4)   | 1.889,1<br>(889,3)   | 1.906,4<br>(837,9)   | 1.918,8<br>(835,6)   | 1.972,8<br>(865,8)   | 1.980,6<br>(886,7)   | 1.978,4<br>(885,1)   |
| <i>Alleinerziehenden HH</i>                        | 2.082,0<br>(960,7)   | 2.114,7<br>(983,7)   | 2.202,9<br>(997,7)   | 2.188,7<br>(1.011,3) | 2.207,3<br>(1.028,7) | 2.304,4<br>(1.114,9) | 2.374,5<br>(1.058,5) | 2.432,4<br>(1.083,7) | 2.476,6<br>(1.095,3) |
| <i>Mehrpersonen HH mit 1 Gutverdiener</i>          | 4.005,7<br>(1.520,7) | 3.996,7<br>(1.547,8) | 4.014,2<br>(1.504,7) | 4.001,2<br>(1.500,9) | 4.103,4<br>(1.572,0) | 4.239,6<br>(1.562,6) | 4.305,0<br>(1.610,7) | 4.314,7<br>(1.586,7) | 4.402,6<br>(1.606,9) |
| <i>Mehrpersonen HH ohne Gutverdiener</i>           | 2.709,1<br>(1.134,5) | 2.536,1<br>(1.027,1) | 2.584,5<br>(963,9)   | 2.560,7<br>(1.052,0) | 2.561,4<br>(957,1)   | 2.707,4<br>(1.092,5) | 2.779,5<br>(1.109,9) | 2.808,5<br>(1.111,8) | 2.901,0<br>(1.139,6) |
| <i>darunter Mehrpersonen HH mit 1 Arbeitslosen</i> | 3.234,6<br>(1.485,0) | 3.182,2<br>(1.533,2) | 3.248,5<br>(1.527,5) | 3.224,2<br>(1.505,8) | 3.369,4<br>(1.590,7) | 3.444,9<br>(1.583,2) | 3.446,9<br>(1.606,1) | 3.440,0<br>(1.581,6) | 3.490,1<br>(1.563,1) |
| <b>Monatlicher Sparbetrag</b>                      |                      |                      |                      |                      |                      |                      |                      |                      |                      |
| <i>Alle</i>  | 453,1<br>(534,0)     | 469,7<br>(524,6)     | 484,6<br>(548,6)     | 488,1<br>(552,2)     | 515,6<br>(602,1)     | 510,7<br>(566,7)     | 520,7<br>(588,4)     | 544,5<br>(623,5)     | 538,1<br>(606,6)     |
| <i>Einpersonenhaushalte</i>                        | 323,3<br>(277,0)     | 337,9<br>(346,4)     | 337,9<br>(361,6)     | 373,3<br>(398,1)     | 367,3<br>(421,7)     | 361,0<br>(385,2)     | 361,5<br>(391,6)     | 364,4<br>(366,2)     | 359,1<br>(401,4)     |
| <i>Alleinerziehenden HH</i>                        | 263,0<br>(354,0)     | 257,7<br>(362,4)     | 251,2<br>(326,5)     | 255,0<br>(255,1)     | 288,1<br>(384,8)     | 286,9<br>(354,7)     | 304,3<br>(439,6)     | 338,2<br>(447,6)     | 296,7<br>(324,3)     |
| <i>Mehrpersonen HH mit 1 Gutverdiener</i>          | 588,0<br>(650,0)     | 609,6<br>(621,2)     | 635,0<br>(647,7)     | 626,4<br>(644,8)     | 669,5<br>(698,6)     | 673,0<br>(669,8)     | 681,8<br>(689,4)     | 721,6<br>(736,5)     | 702,7<br>(705,6)     |
| <i>Mehrpersonen HH ohne Gutverdiener</i>           | 323,1<br>(388,9)     | 318,5<br>(327,5)     | 340,8<br>(374,4)     | 325,0<br>(397,1)     | 315,9<br>(378,3)     | 343,5<br>(359,6)     | 381,0<br>(430,0)     | 401,3<br>(501,5)     | 423,6<br>(495,0)     |
| <i>Darunter Mehrpersonen HH mit 1 Arbeitslosen</i> | 433,8<br>(528,8)     | 468,0<br>(511,9)     | 519,0<br>(610,8)     | 490,0<br>(572,0)     | 548,3<br>(650,5)     | 555,0<br>(612,9)     | 586,7<br>(664,3)     | 579,0<br>(692,4)     | 563,2<br>(644,6)     |
| <i>Beobachtungen<br/>(gewichtet in Mio.)</i>       | 5.355<br>(12,3)      | 6.659<br>(12,8)      | 7.304<br>(14,8)      | 8.752<br>(15,9)      | 9.092<br>(18,5)      | 7.993<br>(17,4)      | 7.434<br>(17,7)      | 6.911<br>(14,8)      | 6.375<br>(14,6)      |

Quelle: SOEP v.35. Haushaltsgewichtet. Haushaltsnettoeinkommen und monatlicher Sparbetrag jeweils inflationsbereinigt mit Basisjahr 2014. Haushaltsnettoeinkommen mit 1-Prozent Winsorizing und monatlicher Sparbetrag mit 99-Prozent Topcoding. Im oberen Tabellenteil sind in Klammern die Standardabweichungen angegeben. Im untersten Tabellenteil befinden sich die gewichteten Populationsgrößen in Klammern.

## 5.2 Bruttostundenlöhne, Haushaltsnettoeinkommen und Sparverhalten nach Treatment-Status

Dieses Kapitel beschreibt die Zielgrößen über die Zeit und in Abhängigkeit vom Treatment-Status auf Haushaltsebene und motiviert deskriptiv die spätere Kausalanalyse.

### 5.2.1 Bruttostundenlöhne

Da der Treatment-Status des Haushalts über den Bruttostundenlohn auf Personenebene bestimmt wird, nimmt dieser Abschnitt zunächst die Entwicklung der individuellen Bruttostundenlöhne in den Fokus. Die blaue unterste Linie in Abbildung 2 zeigt die Entwicklung der durchschnittlichen individuellen Bruttostundenlöhne in *vollständig getreateten* Haushalten. Der grüne Verlauf (mittlere Linie) zeigt die Entwicklung in *teilweise getreateten* Haushalten und der graue Verlauf (oberste Linie) in *nicht getreateten* Haushalten.

Per definitionem liegt der durchschnittliche Bruttostundenlohn für Personen in vollständig getreateten Haushalten vor Einführung des Mindestlohns unter 8,50 Euro und steigt nach 2015 über diese Lohnuntergrenze an. Allerdings liegt der Durchschnitt 2015 nur knapp oberhalb des Mindestlohns, was darauf hindeutet, dass es auch nach dessen Einführung noch erwerbstätige Personen gibt, die unterhalb von 8,50 Euro entlohnt wurden (vgl. die Befunde von Burauel et al. 2017 zur Non-Compliance). Bei den Personen in teilweise getreateten Haushalten liegen die Bruttostundenlöhne immer über dem Durchschnittswert für vollständig getreatete Haushalte und weit unter denen für nicht getreateten Haushalte. So lagen im Jahr vor der Einführung des Mindestlohns die durchschnittlichen Bruttostundenlöhne bei vollständig getreateten Haushalten bei ca. 6,70 Euro, bei teilweise getreateten bei ca. 10,70 Euro und bei nicht getreateten Haushalten bei ca. 18,00 Euro. Ein Vergleich der Entwicklungen der Bruttostundenlöhne bis 2014 zeigt, dass die Löhne von teilweise und vollständig getreateten Haushalte im Zeitraum 2010 bis 2014 abnehmen, während die Bruttostundenlöhne von Personen in nicht getreateten Haushalte leicht ansteigen. Diese Trendunterschiede sind in der Kausalanalyse zu berücksichtigen. Von 2014 bis 2018 ist bei allen drei Treatment-Statusgruppen eine positive Entwicklung zu konstatieren, wobei gerade vollständig getreatete Haushalte ein relativ starkes Wachstum der Bruttostundenlöhne erfahren. Im letzten Jahr der Beobachtungsperiode liegen die durchschnittlichen realen<sup>16</sup> Bruttostundenlöhne für die drei Treatment-Statusgruppen bei ca. 11,30 Euro, 13,60 Euro bzw. 19,30 Euro.

---

<sup>16</sup> In Preisen von 2014.



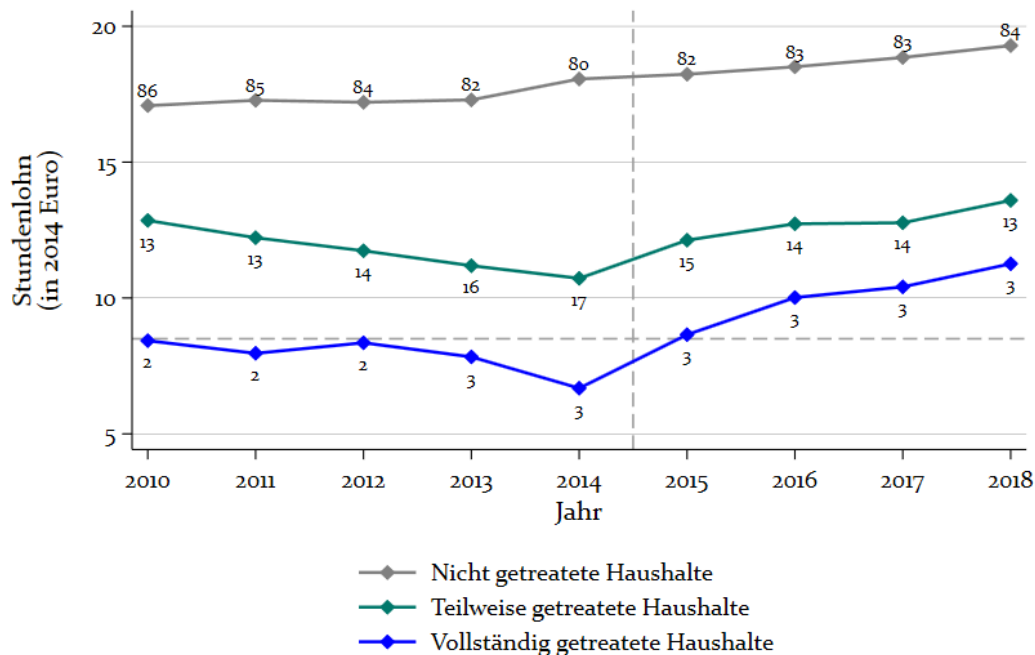


Abbildung 2: Individuelle reale Bruttostundenlöhne nach Treatment-Status des Haushalts

Quelle: SOEPv35.beta; gewichtete Mittelwerte, berechnet mit Personengewichten und 1-Prozent Winsorizing. Die Zahlen an den Zeitreihen geben die ungewichteten Anteile an der Stichprobe an. In Preisen von 2014.

### 5.2.2 Haushaltsnettoeinkommen und Ersparnis

Inwiefern sich die Trends für die individuellen Bruttostundenlöhne in den Haushaltsnettoeinkommen widerspiegeln ist eine offene Frage. Sowohl Steuern, Abgaben und Transferleistungen als auch die Entwicklung der bezahlten Arbeitszeit sind hierfür maßgeblich.

Abbildung 3 zeigt die Entwicklung der durchschnittlichen Haushaltsnettoeinkommen für die drei Treatment-Statusgruppen auf Haushaltsebene. Zudem zeigt die Abbildung (als direkte Zahlenangaben) die Anteile der jeweiligen Treatment-Statusgruppen an der Analysepopulation. Es sei für die späteren Analysen angemerkt, dass Einpersonenhaushalte nicht teilweise getreatet sein können. Auch bei alleinerziehenden Haushalten ist nur in Einzelfällen ein teilweises Treatment möglich. Dies ist dann der Fall, wenn erwachsene und erwerbstätige Kinder im Haushalt leben. Umgekehrt ist es bei Mehrpersonenhaushalten mit einem gutverdienenden Haushaltsmitglied (also mit einem Bruttostundenlohn oberhalb des Medians) nicht möglich, dass alle Personen im Haushalt getreatet werden. Der einzige Haushaltstyp, bei dem alle drei Treatment-Status möglich und in hinreichender Fallzahl vorliegen, sind Mehrpersonenhaushalte ohne Gutverdiener.

Die Stärke des Treatments spiegelt sich in den Haushaltsnettoeinkommen wider: Je stärker das Treatment, desto niedriger ist das durchschnittliche Haushaltsnettoeinkommen. Bei vollständig getreateten Haushalten liegt der Durchschnitt zwischen 2010 und 2014 nahezu unverändert bei rund 1.600 Euro. Ab 2015 ist eine dynamischere Entwicklung zu beobachten mit einem Anstieg

auf ca. 1.850 Euro im Jahr 2018. Bei teilweise getreateten Haushalten liegt der Durchschnitt vor 2014 nahezu unverändert bei knapp 3.000 Euro. Nach der Reform sind nur geringe positive Veränderungen zu beobachten. Bei nicht getreateten Haushalten stagnieren die Haushaltsnettoeinkommen zwischen 2010 und 2013 und steigen danach stetig von knapp über 3.000 Euro im Jahr 2013 auf rund 3.360 Euro im Jahr 2018.

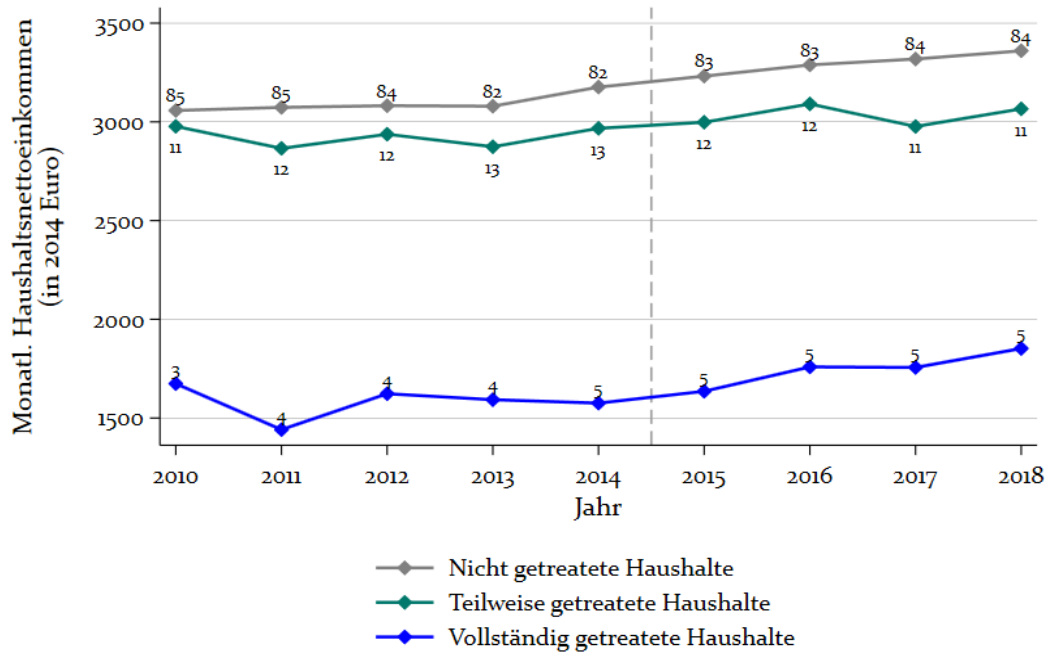


Abbildung 3: Entwicklung des realen monatlichen Haushaltsnettoeinkommens nach Treatment-Status des Haushalts

Quelle: SOEP v.35; Mittelwert, Berechnet mit Haushaltsgewichten. Die Zahlen an den Zeitreihen geben die ungewichteten Anteile an der Stichprobe an. In Preisen von 2014.

Vergleicht man die Entwicklung der Bruttostundenlöhne ab 2014 mit derjenigen der Haushaltsnettoeinkommen, so zeigt sich für beide Größen bei vollständig getreateten Haushalten eine positive Entwicklung. Allerdings ist der Anstieg bei den Stundenlöhnen zwischen 2014 und 2018 mit ca. 69 Prozent im Vergleich zu der Entwicklung des Haushaltsnettoeinkommens (18 Prozent) deutlich stärker. Bei den teilweise getreateten Haushalten ist ebenfalls ein schwächeres Wachstum bei den Haushaltsnettoeinkommen (3 Prozent) im Vergleich zu den Bruttostundenlöhnen (27 Prozent) zu konstatieren. Bei nicht getreateten Haushalten steigt das Nettoeinkommen im selben Zeitraum um 6 Prozent und die Bruttostundenlöhne um 7 Prozent.

Abbildung 4 beschreibt die bedingte Sparquote und den Anteil der sparenden Haushalte.<sup>17</sup> Die Sparquote setzt den monatlichen Sparbetrag ins Verhältnis zum monatlichen Haushaltsnettoeinkommen. Eine Sparquote von 0,5 beispielsweise bedeutet, dass 50 Prozent des Haushaltsnettoeinkommens zurückgelegt und gespart werden. Die linke Abbildung zeigt das Sparverhalten für nicht getreatete Haushalte, die rechte Abbildung für Haushalte mit mindestens einer getreateten Person. Rechts werden also vollständig und teilweise getreatete Haushalte der Übersicht halber zusammengefasst. Die linke Achse beider Abbildungen zeigt den Mittelwert bedingt auf Haushalte mit streng positiver Sparquote; die rechte Achse den Anteil der sparenden Haushalte.<sup>18</sup> Nur dieser Anteil wird in der Kausalanalyse genutzt werden, da, wie erläutert, im SOEP keine negativen Sparbeträge abgefragt werden.

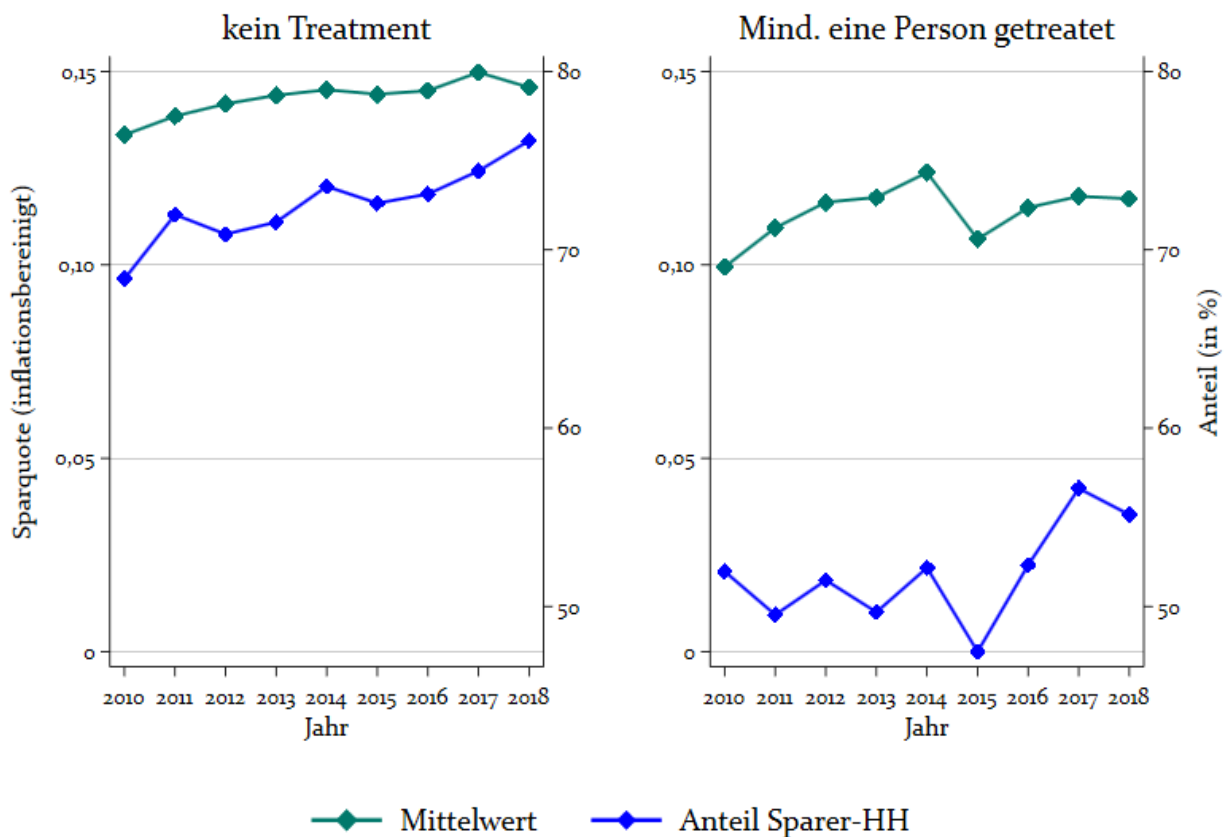


Abbildung 4: Haushaltsersparnis nach Treatment-Status des Haushalts

Quelle: SOEPv35.beta, berechnet mit Haushaltsgewichten.

<sup>17</sup> Das SOEP enthält keine direkten Angaben über Entsparen in der jährlichen Befragung. So kann in den Daten nicht unterschieden werden zwischen Haushalten, die im befragten Jahr genau keine Ersparnisse zurücklegen und keine Schulden machen von denjenigen, die keine Ersparnisse haben und sich auch noch verschulden.

<sup>18</sup> Wie oben erklärt lässt sich bei Haushalten, die angeben, nicht zu sparen, nicht feststellen, ob ihre Ersparnis null oder negativ ist.

Nicht getreatete Haushalte sparen häufiger als getreatete Haushalte und auch ihre bedingte Sparquote ist höher. Beides überrascht vor dem Hintergrund höherer Nettoeinkommen bei den Haushalten ohne getreatete Haushaltsmitglieder nicht. Bei den nicht getreateten Haushalten steigt der Anteil der sparenden Haushalte stetig über die Zeit – von knapp 70 Prozent im Jahr 2010 auf über 75 Prozent im Jahr 2018. Auch die Sparquote zeigt einen schwach steigenden Verlauf. Ihr bedingter Mittelwert steigt von ca. 13 auf knapp 15 Prozent. Bei den Haushalten mit mindestens einer getreateten Person ist der Anteil der Sparer vor der Reform in etwa konstant und liegt bei rund 50 Prozent. Nach der Einführung des Mindestlohns steigt der Anteil an, mit Ausnahme von 2015, und erreicht 2018 einen Wert von ca. 55 Prozent. Der Rückgang in 2015 ist vermutlich ein Artefakt, da hier die Abfrage des Sparverhaltens im SOEP modifiziert wurde. Die bedingte Sparquote steigt zwischen 2010 und 2014 an und ebenso zwischen 2015 und 2018, wengleich etwas schwächer als vor Einführung des Mindestlohns. Auch hier ist die veränderte Abfrage der Ersparnis bei der Interpretation des Trends zu berücksichtigen.

### 5.2.3 Nettoeinkommen und des Sparverhalten nach Treatmentintensität und Haushaltstyp

Um detaillierter auf unterschiedliche Reaktionen der Haushalte hinsichtlich ihrer Einkommenssituation und des Sparverhaltens auf die Mindestlohnreform eingehen zu können, wird in den folgenden deskriptiven Analysen ein zusätzliches Maß eingeführt, das Aufschluss darüber geben soll, wie stark sich die materielle Situation des Haushalts durch die Einführung des Mindestlohns verändern sollte, die *Treatmentintensität*. Die Treatmentintensität gibt an, wie hoch der Anteil der insgesamt auf Haushaltsebene geleisteten Arbeitszeit ist, der im Jahr 2014 unterhalb des Mindestlohns bezahlt wurde. Damit liegt der Indikator zwischen Null und Eins. Liegt die Treatmentintensität nahe Null, so ist der Anteil der unter dem Mindestlohn vergüteten Stunden im Haushalt gering und der Mindestlohn sollte keine großen direkten Effekte auf das Haushaltsnettoeinkommen sowie auf die Ersparnis haben. Liegt der Indikator nahe Eins, wird der überwiegende Teil der im Haushalt geleisteten Arbeitszeit unter Mindestlohn vergütet und größere Effekte bezüglich des MiLoG sind zu erwarten. Je höher also die Treatmentintensität, desto stärker sind die zu erwartenden Effekte auf die Ergebnisgrößen Einkommen und Sparen.<sup>19</sup>

Tabelle 8 weist die ungewichteten und gewichteten Fallzahlen nach Treatmentintensität und Haushaltstyp aus. Die ungewichteten Werte sind insofern informativ für die Aussagekraft der folgenden Analysen, als dass sie zeigen, dass bei einigen Haushaltstypen, etwa bei Alleinerziehenden mit mittlerer Treatmentintensität, Vergleiche über die Zeit und mit anderen Haushaltstypen mit Vorsicht zu interpretieren sind. Die gewichteten Werte geben Aufschluss darüber,

---

<sup>19</sup> Der Indikator der Treatmentintensität erlaubt es, über die Stundenzahl zwischen marginal-, teilzeit- und vollzeitbeschäftigten Personen im Haushalt zu unterscheiden. Auch kann hiermit potentielles Substitutionsverhalten der Haushalte berücksichtigt werden, etwa weil vormals niedrig entlohnte Haushaltsmitglieder aufgrund des Mindestlohns ihre Arbeitszeit erhöhen und andere höher entlohnte Haushaltsmitglieder ihre geleistete Arbeitszeit nach unten anpassen.

wie viele Haushalte die untersuchte Analysepopulation von Haushalten hochgerechnet repräsentiert. In der Tabelle fällt auf, dass auch bei Einpersonenhaushalten in wenigen Fällen die Treatmentintensität auf mittlerem Niveau ist. Dies erscheint zunächst verwunderlich, weil ja eine Person nur entweder getreatet oder ungetreatet sein kann, nicht aber beides. Die Treatmentintensität ist aber in 2014 fixiert. Wenn also ein Mehrpersonen-Haushalt im Jahr 2014 eine mittlere Treatmentintensität hatte, aber im Vorjahr nur aus einer Person bestand und damit als Einpersonenhaushalt ausgewiesen wird, bleibt 2013 die Treatmentintensität trotzdem auf mittlerem Niveau.

Um die Eignung des Indikators zu prüfen, zeigt Abbildung 5 die intertemporale Entwicklung der Haushaltsnettoeinkommen in Abhängigkeit von der Treatmentintensität. Wir sprechen von niedriger Treatmentintensität, wenn maximal ein Drittel der gesamten Arbeitszeit im Haushalt mit 8,50 Euro oder weniger vergütet werden. Von mittlerer Treatmentintensität sprechen wir, wenn mehr als ein Drittel aber weniger als zwei Drittel der Arbeitszeit höchstens mit 8,50 Euro entlohnt werden. Von hoher Treatmentintensität sprechen wir, wenn mehr als zwei Drittel der Arbeitszeit mit 8,50 Euro oder weniger vergütet werden. Als Vergleich dient Abbildung 3 mit vollständig, teilweise und nicht getreateten Haushalten.

Wie zu erwarten, sinkt das Haushaltsnettoeinkommen mit der Treatmentintensität. Im ersten Jahr des Beobachtungszeitraums liegt der Durchschnitt bei ca. 2.100 Euro bei hoher Treatmentintensität; bei rund 2.600 Euro bei mittlerer und bei knapp über 3.200 Euro bei niedriger Treatmentintensität. Damit vermag dieses ergänzende Konzept schärfer bzgl. des Haushaltsnettoeinkommens zu diskriminieren als der Treatment-Status des Haushalts.

Tabelle 8: Fallzahlen der Haushaltstypen nach Treatmentintensität über die Zeit

|  | TI      | 2010  | 2011  | 2012  | 2013  | 2014  | 2015  | 2016  | 2017  | 2018  |
|--|---------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| <b>Ungewichtete Fallzahlen</b>                             |         |       |       |       |       |       |       |       |       |       |
| <i>Einpersonenhaushalte</i>                                | Niedrig | 514   | 682   | 860   | 995   | 1.042 | 924   | 856   | 808   | 767   |
|  | Mittel  | 6     | 8     | 7     | 5     |       | 7     | 8     | 7     | 9     |
|  | Hoch    | 35    | 68    | 93    | 131   | 160   | 140   | 126   | 125   | 112   |
| <i>Alleinerziehenden HH</i>                                | Niedrig | 574   | 765   | 800   | 856   | 847   | 704   | 624   | 569   | 510   |
|  | Mittel  | 20    | 20    | 22    | 28    | 23    | 25    | 21    | 18    | 18    |
|  | Hoch    | 76    | 126   | 139   | 164   | 166   | 130   | 121   | 111   | 93    |
| <i>Mehrpersonen HH mit 1 Gutverdiener</i>                  | Niedrig | 2.300 | 3.070 | 3.355 | 4.052 | 4.405 | 3.720 | 3.457 | 3.142 | 2.875 |
|  | Mittel  | 87    | 124   | 143   | 162   | 185   | 167   | 145   | 123   | 125   |
|  | Hoch    | 43    | 63    | 75    | 62    | 45    | 58    | 70    | 76    | 70    |
| <i>Mehrpersonen HH ohne Gutverdiener ohne Gutverdiener</i> | Niedrig | 1.237 | 1.234 | 1.317 | 1.603 | 1.508 | 1.459 | 1.332 | 1.251 | 1.138 |
|  | Mittel  | 120   | 134   | 132   | 202   | 205   | 167   | 156   | 145   | 129   |
|  | Hoch    | 224   | 264   | 291   | 455   | 506   | 389   | 339   | 297   | 270   |
| <i>Davon Mehrpersonen HH mit 1 Arbeitslosen</i>            | Niedrig | 1.655 | 1.765 | 1.871 | 2.205 | 2.208 | 1.967 | 1.804 | 1.688 | 1.565 |
|  | Mittel  | 107   | 120   | 113   | 122   | 80    | 125   | 101   | 94    | 93    |
|  | Hoch    | 169   | 207   | 217   | 313   | 286   | 260   | 231   | 200   | 188   |
| <b>Gewichtete Fallzahlen in Mio.</b>                       |         |       |       |       |       |       |       |       |       |       |
| <i>Einpersonenhaushalte</i>                                | Niedrig | 2,834 | 2,975 | 3,557 | 3,909 | 4,391 | 4,201 | 4,137 | 3,449 | 3,483 |
|  | Hoch    | 0,174 | 0,264 | 0,319 | 0,397 | 0,556 | 0,581 | 0,523 | 0,472 | 0,415 |
| <i>Alleinerziehenden HH</i>                                | Niedrig | 0,754 | 0,762 | 0,867 | 0,891 | 1,090 | 0,960 | 0,913 | 0,715 | 0,706 |
|  | Mittel  | 0,026 | 0,021 | 0,028 | 0,037 | 0,055 | 0,043 | 0,041 | 0,030 | 0,029 |
|  | Hoch    | 0,115 | 0,121 | 0,133 | 0,157 | 0,219 | 0,187 | 0,179 | 0,145 | 0,136 |
| <i>Mehrpersonen HH mit 1 Gutverdiener</i>                  | Niedrig | 4,914 | 5,277 | 6,088 | 6,633 | 8,095 | 7,046 | 7,116 | 5,889 | 5,729 |
|  | Mittel  | 0,212 | 0,247 | 0,295 | 0,256 | 0,299 | 0,283 | 0,296 | 0,205 | 0,212 |
|  | Hoch    | 0,113 | 0,137 | 0,127 | 0,096 | 0,094 | 0,107 | 0,122 | 0,142 | 0,156 |
| <i>Mehrpersonen HH ohne Gutverdiener</i>                   | Niedrig | 2,226 | 2,149 | 2,426 | 2,484 | 2,577 | 2,841 | 3,007 | 2,490 | 2,437 |
|  | Mittel  | 0,192 | 0,188 | 0,195 | 0,247 | 0,287 | 0,254 | 0,233 | 0,218 | 0,210 |
|  | Hoch    | 0,481 | 0,469 | 0,574 | 0,703 | 0,878 | 0,749 | 0,717 | 0,557 | 0,536 |
| <i>Davon Mehrpersonen HH mit 1 Arbeitslosen</i>            | Niedrig | 2,550 | 2,535 | 2,955 | 3,207 | 3,759 | 3,547 | 3,635 | 3,117 | 2,946 |
|  | Mittel  | 0,183 | 0,178 | 0,201 | 0,145 | 0,118 | 0,160 | 0,135 | 0,131 | 0,143 |
|  | Hoch    | 0,338 | 0,377 | 0,394 | 0,450 | 0,463 | 0,456 | 0,446 | 0,366 | 0,382 |

Quelle: SOEP v.35 beta. TI: Treatmentintensität, wobei „niedrig“ für einen Wert zwischen 0 und 1/3 liegt, „mittel“ zwischen 1/3 und 2/3 und „hoch“ zwischen 2/3 und 1.

Im Zeitraum vor der Mindestlohneinführung stagnieren die Einkommen bei Haushalten mit hoher Treatmentintensität, während das Durchschnittseinkommen bei Haushalten mittlerer (niedriger) Treatmentintensität um knapp 400 (100) Euro ansteigt. Nach 2015 steigen erstmals die Durchschnittseinkommen bei Haushalten hoher Treatmentintensität – von ca. 2.100 Euro im Jahr 2015 auf ca. 2.300 Euro 2018. Bei Haushalten mittlerer Treatmentintensität ist ab 2014 ein leichter Anstieg um rund 100 Euro zu beobachten, während sich die Einkommen von Haushalten mit niedriger Treatmentintensität etwas dynamischer entwickeln – von 3.500 Euro im Jahr 2015 auf 3.700 Euro 2018.

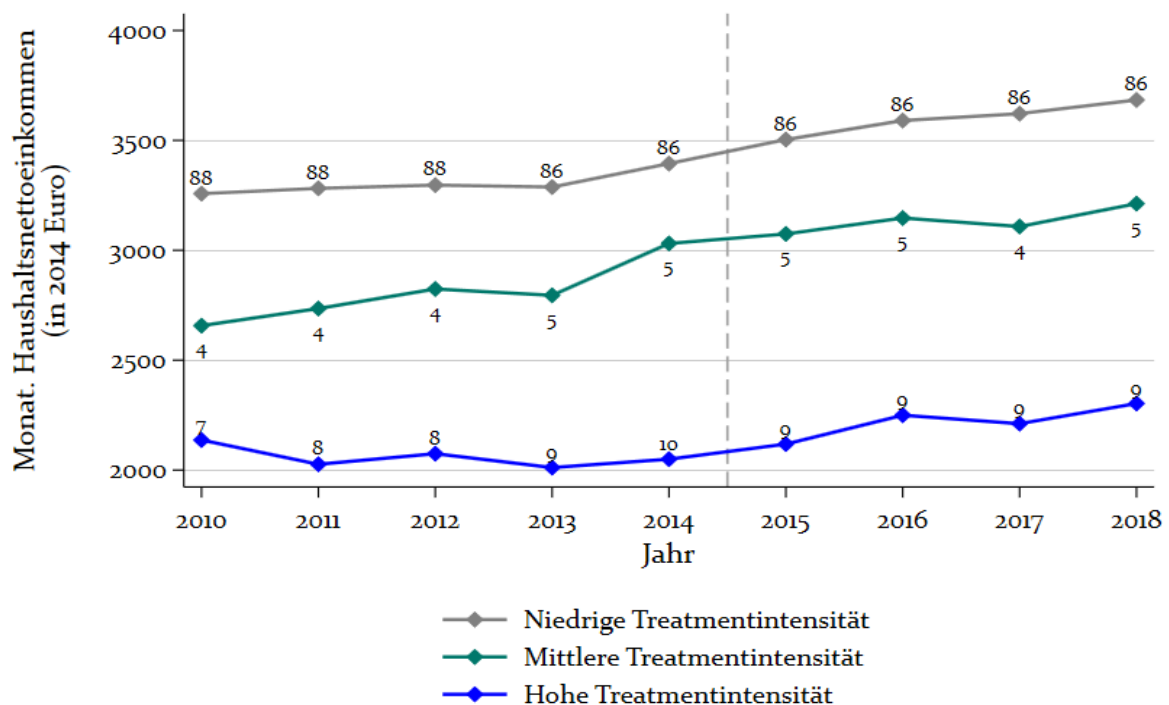


Abbildung 5: Reale Haushaltsnettoeinkommen nach Treatmentintensität

Quelle: SOEPv35.beta, gewichtete Mittelwerte. Die Zahlen an den Zeitreihen geben die ungewichteten Anteile an der Stichprobe an. In Preisen von 2014.

### Haushaltsnettoeinkommen nach Treatmentintensität und Haushaltstyp

Im Folgenden wird die Analyse weiter differenziert nach Treatmentintensität und Haushaltstyp. Mehrpersonenhaushalte, in denen keine gutverdienende Person lebt, stehen im besonderen Fokus. Vor der Einführung des Mindestlohns gibt es hier bei mittlerer Treatmentintensität Hinweise auf ein leichtes Einkommenswachstum von ca. 2.400 auf ca. 2.600 Euro (plus 8 Prozent) (Abbildung 6). Dies setzt sich nach 2014 leicht fort (2018: knapp 2.700 Euro). Bei niedriger Treatmentintensität stagnieren die Haushaltsnettoeinkommen vor der Reform bei rund 2.600 Euro und steigen danach stetig an auf 3.000 Euro im Jahr 2018. Bei hoher Treatmentintensität

nehmen die Haushaltsnettoeinkommen ab 2011 stetig zu, von rund 2.100 Euro auf knapp 2.400 Euro im Jahr 2014 und auf rund 2.500 Euro 2018.

Unter den Haushalten mit mindestens einem/r Gutverdiener/in ändert sich bei hoher Treatmentintensität das Haushaltsnettoeinkommen nach 2014 kaum. Dies überrascht, da bei diesen Haushalten der Transferentzug kaum eine Rolle spielen dürfte. Es kann vermutet werden, dass diese Haushalte auf steigende Löhne mit einer Reduktion der Arbeitszeit reagieren, insbesondere wenn ein Haushaltsmitglied einen Minijob ausübt. Bei den Haushalten mit mindestens einem/r Gutverdiener/in und niedriger Treatmentintensität – also den Haushalten mit den höchsten durchschnittlichen Haushaltsnettoeinkommen – stagnieren die Einkommen zwischen 2010 und 2013 bei knapp über 4.000 Euro. Danach steigen sie spürbar und stetig auf über 4.400 Euro 2018 an.

Aus Tabelle 7 ging hervor, dass besonders Alleinerziehende-Haushalte sowie Haushalte mit mindestens einem Gutverdiener einen nennenswerten Anstieg des Haushaltsnettoeinkommens zu verzeichnen haben.

Abbildung 7 zeigt, dass es hier wiederum die Alleinerziehenden-Haushalte mit hoher Treatmentintensität sind, bei denen sich die Einkommen nach der Reform dynamisch entwickeln.<sup>20</sup> Der starke Zuwachs nach Einführung des Mindestlohns ist insofern überraschend, als dass Alleinerziehenden-Haushalte häufig auf ergänzende Leistungen der Mindestsicherung mit hoher Transferentzugsrate angewiesen sind. Entsprechend dieser Logik wäre nur ein schwacher Zuwachs zu erwarten gewesen. Es ist zu vermuten, dass diese Haushalte – wenn die Kinder in Betreuungseinrichtungen untergebracht sind – ihre Arbeitszeit ausgeweitet haben, was den Zuwachs beim Haushaltsnettoeinkommen erklären würde. Bei Einpersonenhaushalten verläuft die Entwicklung ähnlich wie bei den Alleinerziehenden, wobei die monatlichen Haushaltsnettoeinkommen insgesamt niedriger sind und schwächer ansteigen. Unter den Haushalten, in denen mindestens eine arbeitslose Person lebt, gibt es bei denjenigen mit hoher Treatmentintensität keine nennenswerten intertemporalen Änderungen der Einkommen. Bei niedriger Treatmentintensität ist ein leichter stetiger Zuwachs zu beobachten.

---

<sup>20</sup> Mittlere Treatmentintensität für Alleinerziehenden-Haushalte kommt nur in Einzelfällen vor, wenn eines der Kinder schon im erwerbsfähigen Alter ist und oberhalb vom Mindestlohn vergütet wird, oder anders herum. Da beide Fälle qualitativ zu stark unterschiedlichen Haushaltsnettoeinkommen führen und deshalb als gesonderte Kategorie zu Verwirrungen führt, werden alle Alleinerziehenden-Haushalte in denen mehr als ein Drittel unter oder am Mindestlohn vergütet werden der hohen Treatmentintensität zugeordnet.



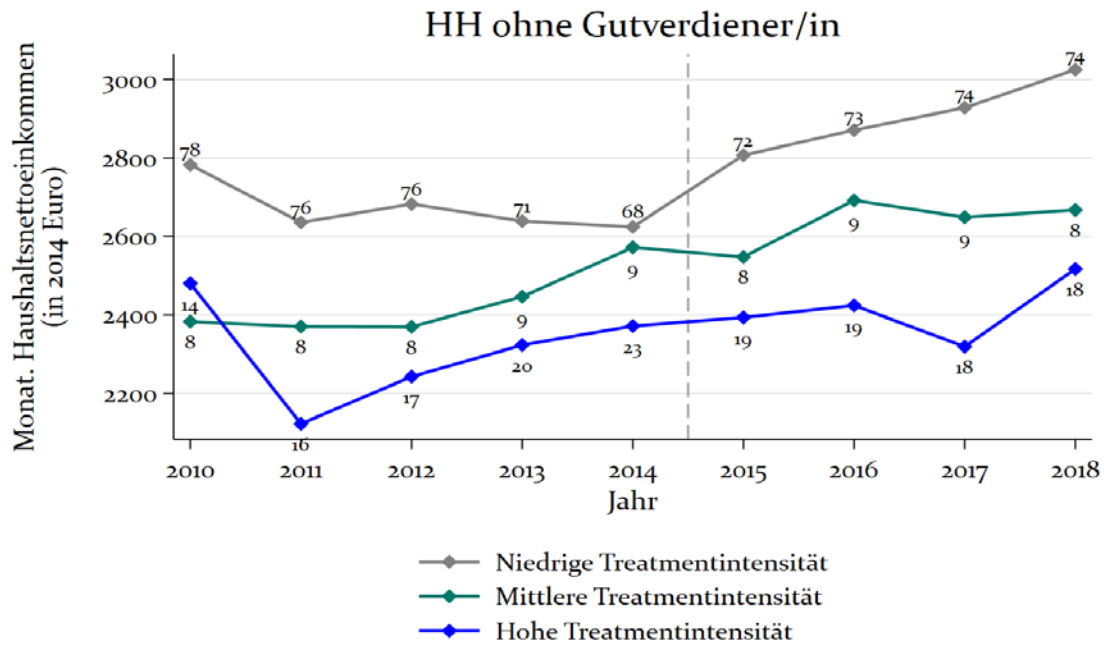


Abbildung 6: Reales Monatliches Haushaltsnettoeinkommen nach Treatmentintensität für Haushalte ohne Gutverdiener/in

Quelle: SOEPv35.beta, gewichtete Mittelwerte. Die Zahlen an den Zeitreihen geben die ungewichteten Anteile an der Stichprobe an. In Preisen von 2014.

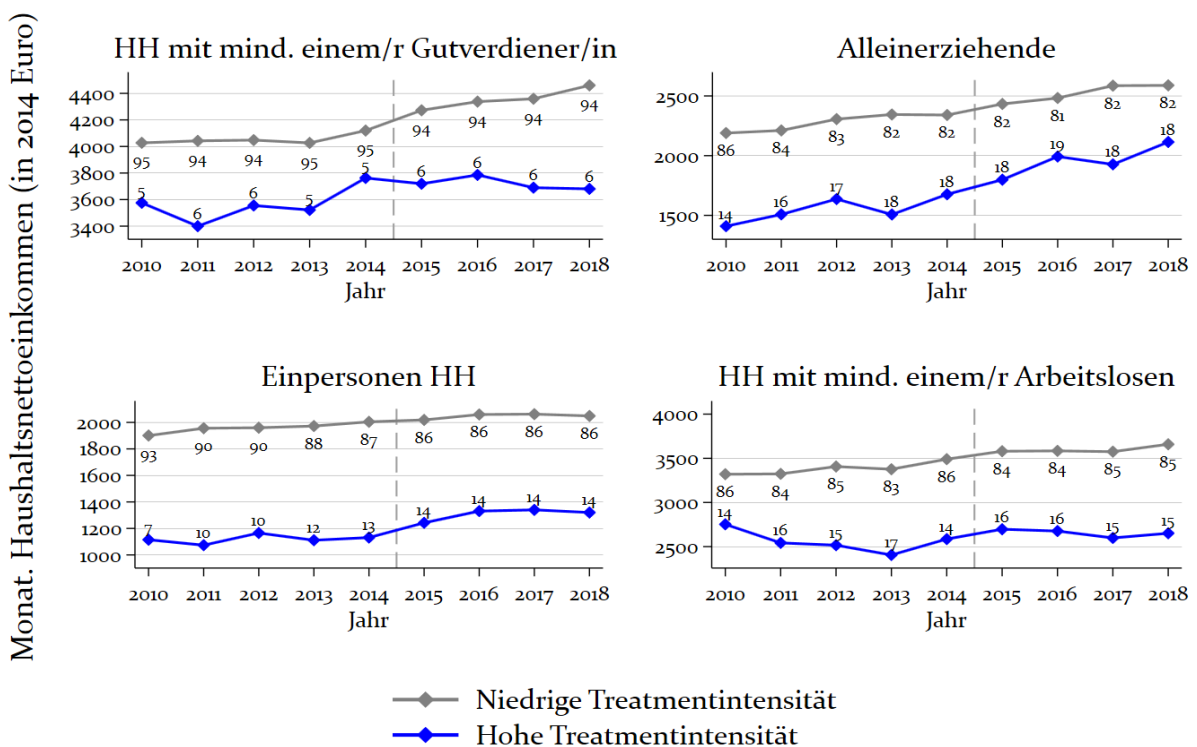


Abbildung 7: Reales Monatliches Haushaltsnettoeinkommen nach Treatmentintensität für ausgewählte Haushaltstypen

Quelle: SOEPv35.beta, gewichtet. Die Zahlen an den Zeitreihen geben die ungewichteten Anteile an der Stichprobe an. In Preisen von 2014.

### Sparverhalten nach Treatmentintensität und Haushaltstypen

Analog zur Analyse der Einkommensentwicklung zeigen die nachfolgenden Abbildungen deskriptive Ergebnisse für die Ersparnis.<sup>21</sup>

In Haushalten ohne Gutverdiener (Abbildung 8) liegt die durchschnittliche Sparquote bei mittlerer Treatmentintensität in einigen Jahren etwas niedriger als bei den Haushalten mit niedriger bzw. hoher Treatmentintensität. In der Gruppe mittlerer Treatmentintensität ist aber die stärkste Dynamik im Anteil von Sparern zu beobachten: Dieser steigt von 40 Prozent im Jahr 2010 auf ca. 56 Prozent 2014 und nimmt dann nochmals deutlich auf mehr als 60 Prozent in den Jahren nach der Reform zu. Bei den Haushalten mit niedriger Treatmentintensität liegt die Sparquote in allen Jahren oberhalb von 10 Prozent mit schwach positiver Tendenz nach der Reform. Ein ähnliches Muster findet sich auch im Anteil sparer Haushalte (Abbildung 9). Dieser liegt vor der Reform knapp unter 60 Prozent und steigt auf rund 65 Prozent im Jahr 2018 an. Bei hoher Treatmentintensität schwankt die Sparquote um die Werte der beiden anderen Gruppen, aber ohne systematischen Trend. Der Anteil der Sparer ist niedriger als in den beiden anderen Gruppen mit keinen systematischen Veränderungen über die Zeit.

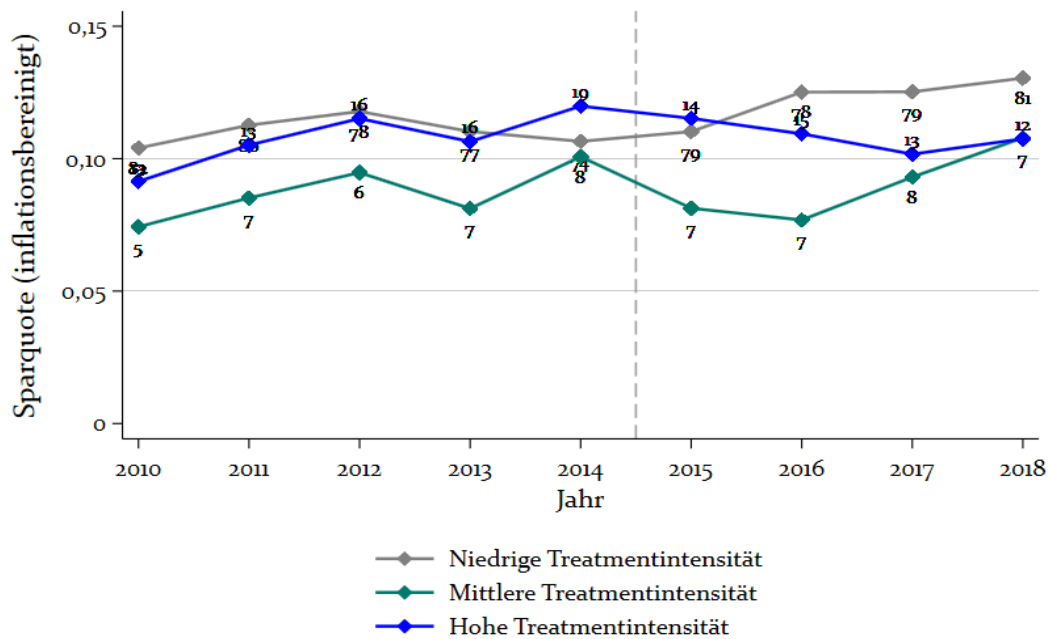


Abbildung 8: Spartätigkeit bei Haushalten ohne Gutverdiener/in

Quelle: SOEPv35.beta, gewichtete Mittelwerte. Die Zahlen an den Zeitreihen geben die ungewichteten Anteile an der Stichprobe an.

<sup>21</sup> Es werden hier gezielt ausschließlich Sparquoten betrachtet, die größer als Null sind.

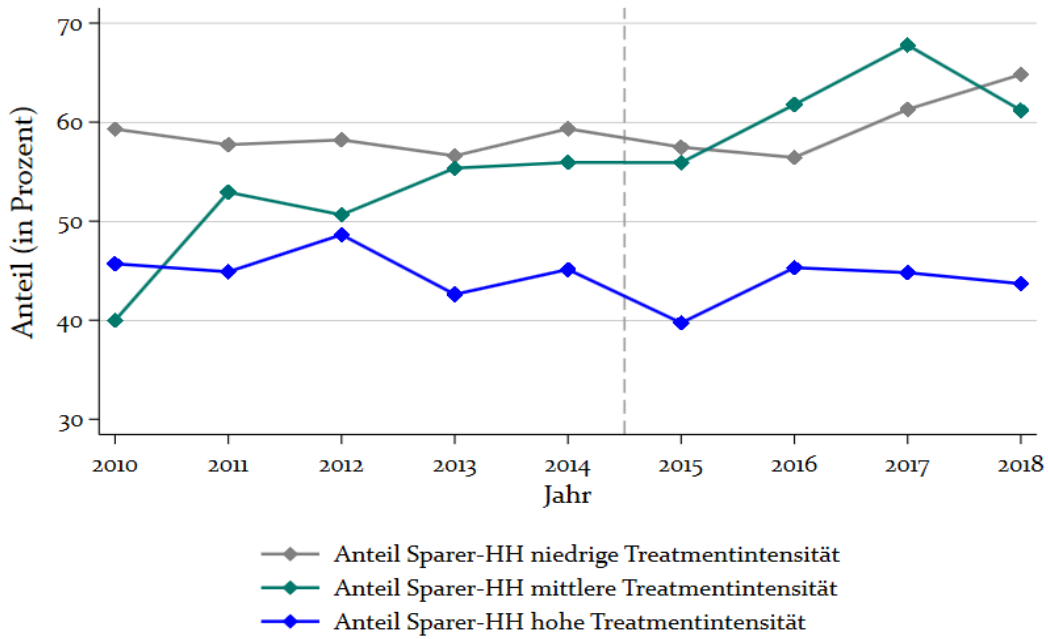


Abbildung 9: Anteile sparer Haushalte ohne Gutverdiener/in

Quelle: SOEPv35.beta, gewichtete Anteile.

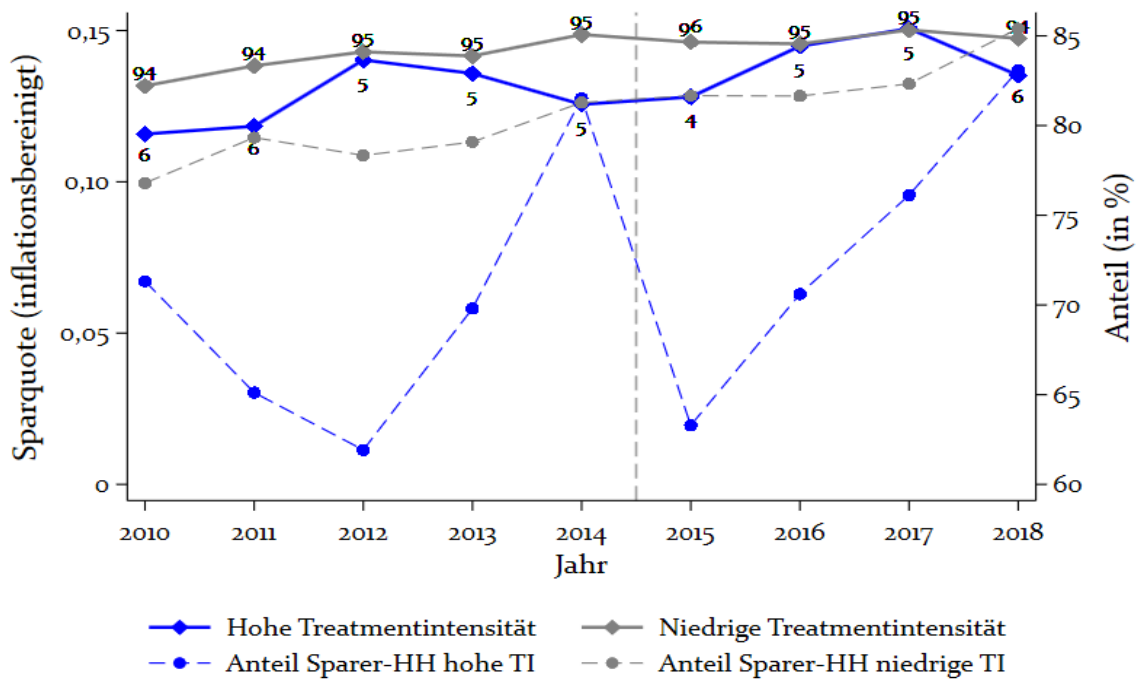


Abbildung 10: Spartätigkeit bei Gutverdiener-Haushalten

Quelle: SOEPv35.beta, gewichtete Mittelwerte und Anteile. Die Zahlen an den Zeitreihen geben die ungewichteten Anteile an der Stichprobe an.

Bei Gutverdiener-Haushalten liegt die Sparquote zwischen 12 und 15 Prozent und ist zudem höher bei niedrig getreateten Haushalten (Abbildung 10). Für letztgenannte Gruppe steigt diese von 2010 bis 2014 leicht an und stagniert nach der Reform. Bei hoher Treatmentintensität schwankt die Quote stärker, was sich durch die geringen zugrundeliegenden Fallzahlen erklärt. Insgesamt steigt die Quote für diese Haushalte über den gesamten Zeitraum leicht an. Der Anteil der sparenden Haushalte steigt bei niedriger Treatmentintensität über die Zeit von 10 Prozent im Jahr 2010 auf 15 Prozent 2018 (Abbildung 11). Anders verhält es sich bei den Haushalten mit hoher Treatmentintensität, bei denen allerdings aufgrund von kleinen Fallzahlen deutliche Schwankungen auftreten.

Alleinerziehenden-Haushalte (Abbildung 11) mit hoher Treatmentintensität sparen weniger als solche mit niedriger. Der Anteil der sparenden Haushalte ist bei niedriger Treatmentintensität höher. In beiden Gruppen nimmt der Anteil der sparenden Haushalte nach der Reform zu.

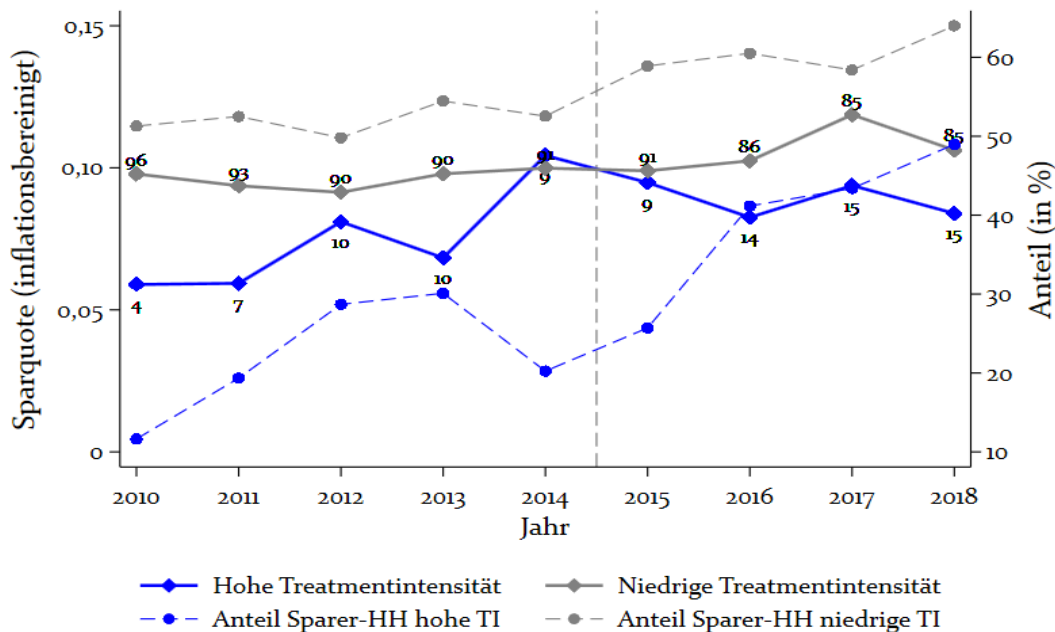


Abbildung 11: Spartätigkeit bei Alleinerziehenden-Haushalten

Quelle: SOEPv35.beta, gewichtete Mittelwerte und Anteile. Die Zahlen an den Zeitreihen geben die ungewichteten Anteile an der Stichprobe an.

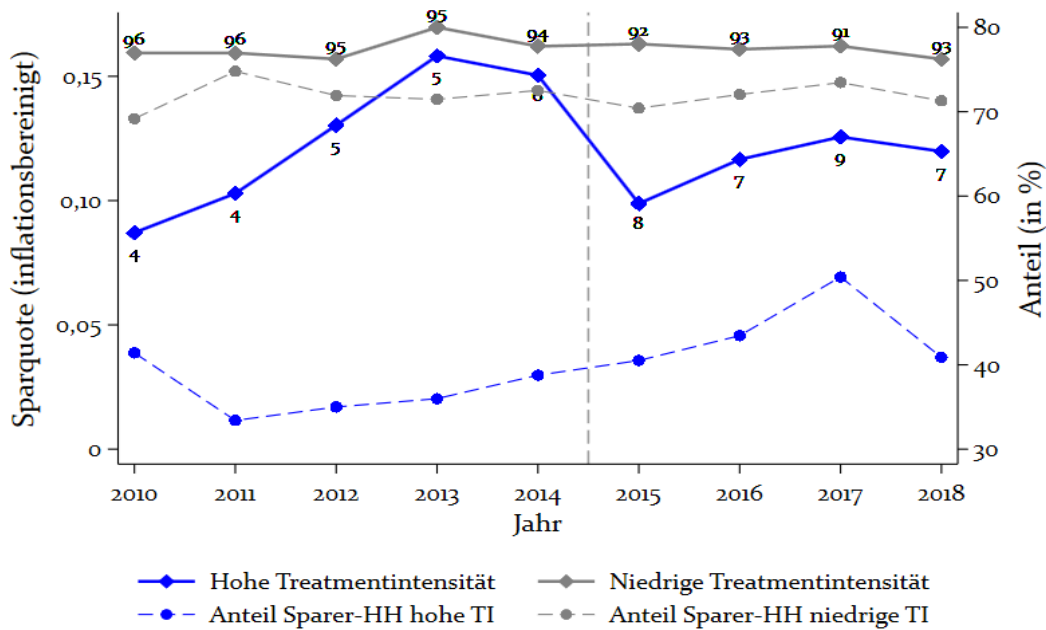


Abbildung 12: Spartätigkeit bei Einpersonenhaushalten

Quelle: SOEPv35.beta, gewichtete Mittelwerte und Anteile. Die Zahlen an den Zeitreihen geben die ungewichteten Anteile an der Stichprobe an.

Bei den Einpersonenhaushalten mit niedriger Treatmentintensität stagnieren Sparquote und Anteil sparer Haushalte über den gesamten Zeitraum (Abbildung 12). Bei hoher Treatmentintensität ist kein klarer Trend zu beobachten.

Bei Haushalten mit mindestens einem Arbeitslosen und niedriger Treatmentintensität (Abbildung 13) findet sich eine leicht steigende Sparquote. Auch der Anteil der sparenden Haushalte nimmt in dieser Gruppe zu. Bei hoher Treatmentintensität nimmt die Sparquote bis 2014 zu, um im Folgezeitraum in etwa auf das Ausgangsniveau zurückzukehren. Genau umgekehrt dazu entwickelt sich der Anteil der sparenden Haushalte.

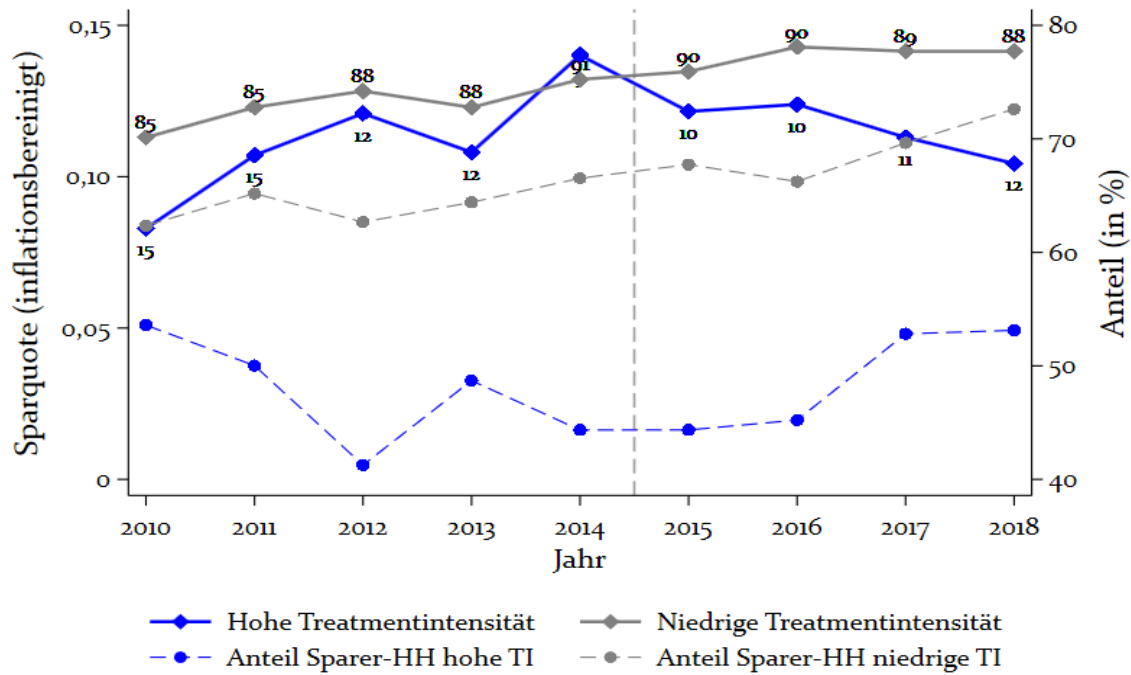


Abbildung 13: Spartätigkeit bei Haushalten mit mind. einem/r Arbeitslosen

Quelle: SOEPv35.beta, gewichtete Mittelwerte und Anteile. Die Zahlen an den Zeitreihen geben die ungewichteten Anteile an der Stichprobe an.

Alles in Allem lässt sich zusammenfassen, dass insbesondere der Anteil der Haushalte, die nach der Reform sparen, zugenommen hat. Die Verläufe der Sparquote nach der Reform sind heterogen und variieren sowohl mit Haushaltstyp und Treatmentintensität.

#### 5.2.4 Einkommensportfolio der Haushalte

Das Haushaltsnettoeinkommen ist nicht allein über die Arbeitseinkünfte definiert. Gerade im Niedriglohnbereich dürften staatliche Transferleistungen eine wichtige Rolle spielen. Im Folgenden wird für jeden Haushaltstyp der Anteil der Haushalte ausgewiesen, denen ein bestimmtes Transfereinkommen zufließt. Die Höhe dieses Transfers in Euro wird nicht ausgewiesen, da es hier zu einer Unterschätzung der Höhe auf individueller Ebene kommen kann. Ursache hierfür ist die so genannte Partial-Unit-Non-Response, also der Ausfall einer Person und ihrer Einkommen in einem ansonsten befragungsbereiten Haushalt. Dieses Problem tritt bei abgefragten Einkommens- und Transferkomponenten auf der Haushaltsebene, die nachfolgend verwendet werden, nicht auf.

Abbildung 14 zeigt die Anteile der Haushalte aus unserer Analysepopulation nach Treatment-Status, die im jeweiligen Jahr Transferleistungen eines bestimmten Typs erhalten. Dabei werden vier Transferleistungen unterschieden: (a) Arbeitslosengeld II und Sozialgeld; (b) Wohngeld; (c) Kinderzuschlag; (d) Leistungen nach dem SGB XII (Grundsicherung im Alter oder bei Erwerbsminderung sowie laufende Hilfe zum Lebensunterhalt). Für die besonders relevante Gruppe der vollständig getreateten Haushalte ist zudem das 95-Prozent-Konfidenzintervall ausgewiesen.

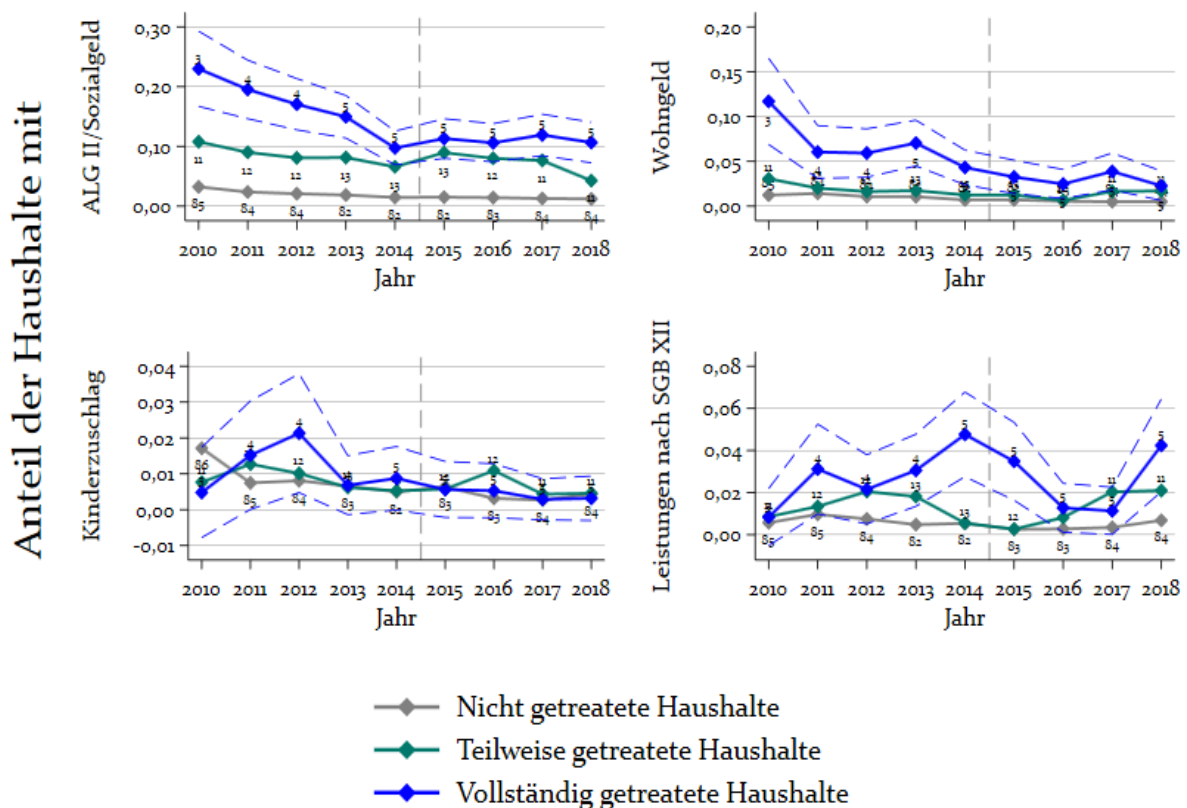


Abbildung 14: Anteil der Haushalte die Transferleistungen beziehen nach Treatment-Status

Quelle: SOEPv35.beta, gewichtet. Die Anteile der Gruppe vollständig getreateter Haushalte sind zudem von einem punktwisen 95%-Konfidenzintervall umgeben. Die Zahlen an den Zeitreihen geben die ungewichteten Anteile an der Stichprobe an.

Mit Ausnahme des Kinderzuschlags nimmt der Anteil der Transferbezieher mit der Treatmentintensität zu. So liegt der Anteil der Haushalte, die ALG II oder Sozialgeld beziehen bei vollständig getreateten Haushalten 2014 bei rund zehn Prozent, bei teilweise getreateten Haushalten bei rund acht Prozent und bei nicht getreateten Haushalten bei nur rund zwei Prozent. Im Vergleich zu 2014 lässt sich für die untersuchten Transfers eine leichte Abnahme des Anteils der Transferbezieher-Haushalte feststellen. Dass bei den vollständig getreateten Haushalten der Anteil der Bezieher von ALGII/Sozialgeld bzw. Wohngeld vor der Reform zurückgeht, mag

darauf zurückzuführen sein, dass in diesen Haushalten vor 2014 häufiger Wechsel aus Arbeitslosigkeit in niedrig entlohnte Beschäftigungsverhältnisse stattgefunden haben. Zudem wirkt sich die allgemeine Belebung auf den Arbeitsmarkt positiv auf die Arbeitsaufnahme bzw. der Ausweitung der Arbeitszeit aus, so dass für drei der vier Transferarten der Anteil der Bezieher über die Zeit rückläufig ist.

### 5.2.5 Konsum

Für die deskriptive Analyse des Konsumverhaltens greifen wir auf die EVS-Daten des Jahres 2013 zurück. Zunächst wird der Zusammenhang zwischen Haushaltsnettoeinkommen und Konsumniveau und Konsumquote beschrieben.

Abbildung 15 stellt den Haushaltskonsum aller EVS-Haushalte nach Dezilen der Verteilung der monatlichen Haushaltsnettoeinkommen (ohne Bedarfsgewichtung) dar. Der Konsum nimmt mit steigendem Einkommen zu, allerdings unterproportional, so dass die Konsumquote, das Verhältnis von Haushaltskonsum zum Haushaltsnettoeinkommen, wie in der Literatur oft beschrieben, mit steigendem Haushaltseinkommen sinkt. Während Haushalte am unteren Ende der Einkommensverteilung tendenziell über ihrem Einkommensniveau konsumieren, können Haushalte in höheren Einkommenssegmenten nennenswerte Beträge für späteren Konsum zurücklegen. Dabei sind zwei Dinge zu beachten, die die hohe Konsumquote in der unteren Hälfte der Einkommensverteilung bedingen. Erstens verstehen wir unter Konsum nicht die absoluten Ausgaben des Haushalts, sondern bei den langlebigen Konsumgütern deren Verbrauch in der laufenden Periode. Der Verbrauch in der laufenden Periode wird monetarisiert, indem die Ausgaben gleichmäßig über die Nutzungsdauer verteilt werden (vgl. Tabelle 1 in Abschnitt 4.1.1). Bei einem Neuwagen beispielsweise sind dies acht Jahre. Zweitens ist es Haushalten grundsätzlich möglich Konsum über Kreditaufnahme zu finanzieren. D.h., die Haushalte können auch entsparen.



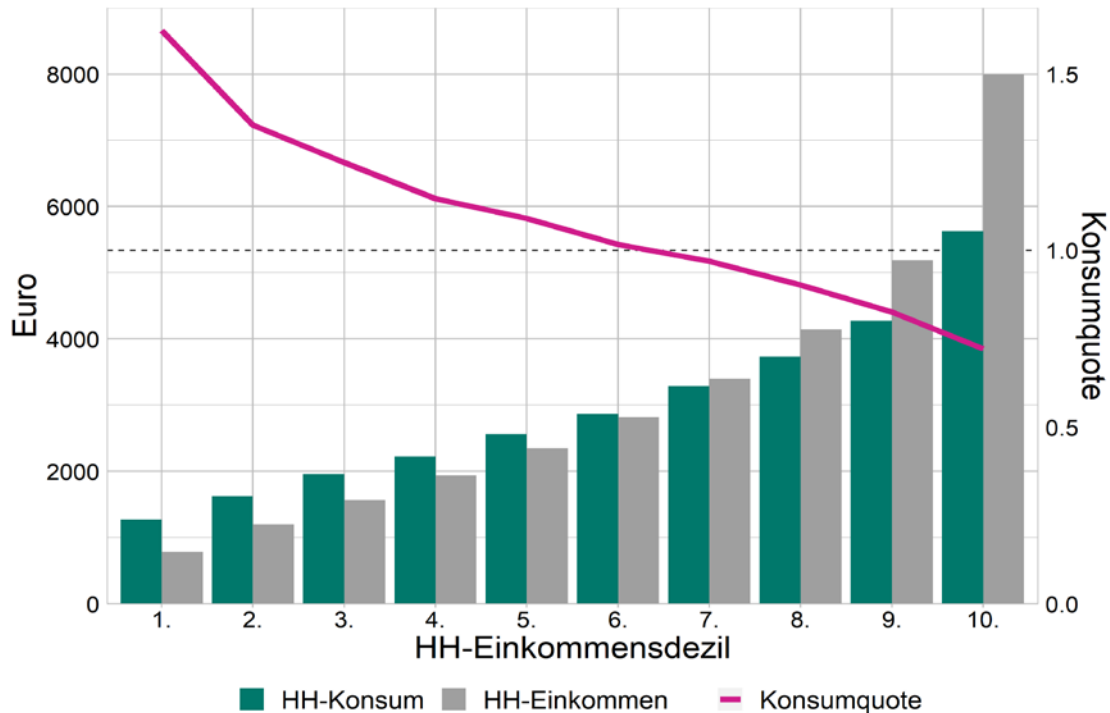


Abbildung 15: Monatlicher Haushaltskonsum, -einkommen und -konsumquote nach Dezilen des Haushaltsnettoeinkommens

Quelle: EVS 2013,  $N = 42.792$ , gewichtet, langfristige Konsumgüter werden berücksichtigt, eigene Berechnungen.

Die Konsumquote determiniert auch die Sparquote des Haushalts. Der Einkommensbetrag, ab dem ein Haushalt zu sparen beginnt, hängt von der Zusammensetzung des Haushalts und seinen Charakteristika ab (Personenanzahl, Kinder, etc.). Dies zeigt Abbildung 16, in der die Konsumquote aller EVS-Haushalte, in denen mindestens eine potenziell anspruchsberechtigte Person lebt, nach Haushaltstyp abgetragen ist. Ab knapp über 2.000 Euro sinkt die Konsumquote bei Einpersonenhaushalten unter 100 Prozent. Ab diesem Wert übersteigt das Haushaltsnettoeinkommen den Konsum des Haushalts. Bei Haushalten mit mehreren Mitgliedern steigt der Bedarf beispielsweise an Wohnraum oder Lebensmitteln. Entsprechend liegt hier das Haushaltsnettoeinkommen, ab dem diese Haushalte zu sparen beginnen, höher. Dabei sind die Unterschiede zwischen den Mehrpersonenhaushalten quantitativ klein.

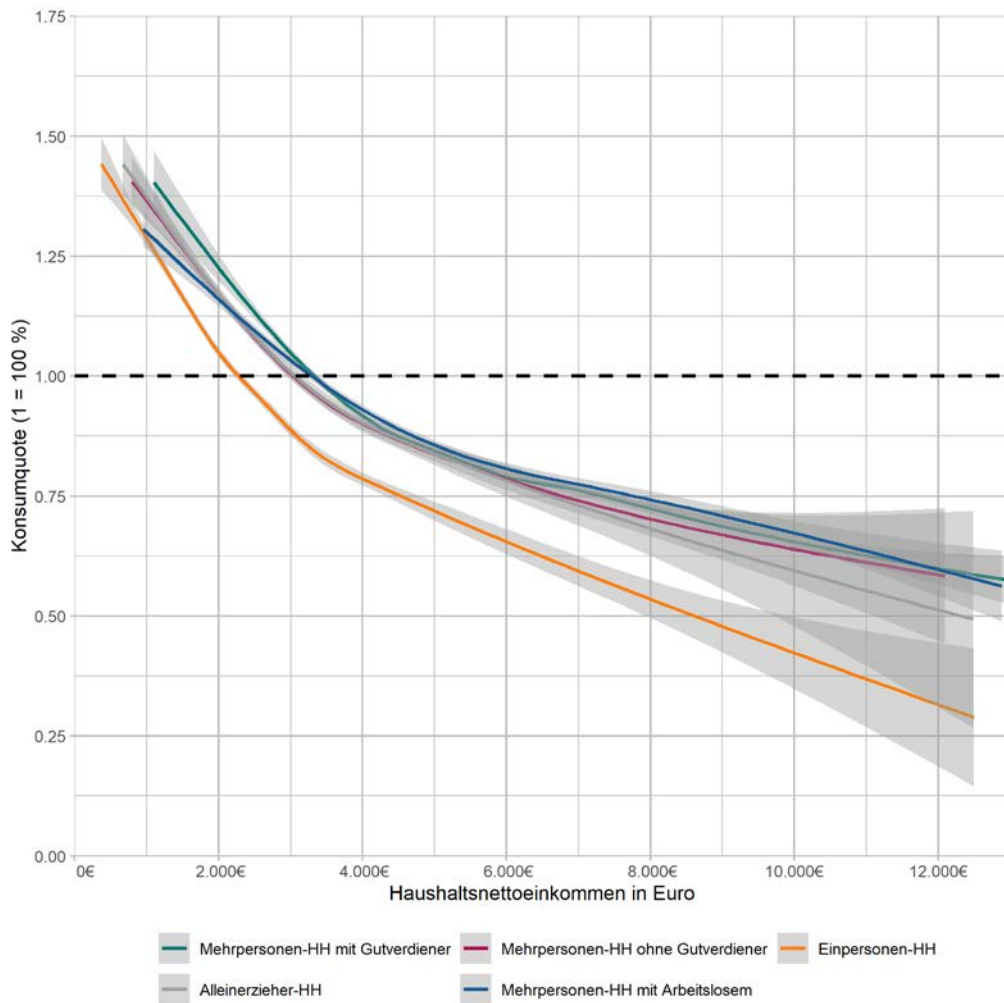


Abbildung 16: Haushaltskonsumquote nach Haushaltstyp

Quelle: EVS 2013, ungewichtet, langfristige Konsumgüter werden berücksichtigt, eigene Berechnungen. Grau markierte Bereiche geben ein 95 Prozent Konfidenzintervall an.

Die oben beschriebenen Zusammenhänge geben ein allgemeines Bild vom Konsum- und Sparverhalten der Haushalte in Abhängigkeit vom Haushaltsnettoeinkommen. Veränderungen im Stundenlohn (aufgrund der Einführung des Mindestlohns) schlagen sich aber nicht notwendigerweise 1:1 im Haushaltsnettoeinkommen und damit im Konsum nieder. Dies liegt vor allem daran, dass die Beschäftigten auf Lohnänderungen mit ihrem Arbeitsangebot reagieren können, dass Verdienste nicht notwendigerweise die einzige Einkommensart sind, die ein Haushalt bezieht, dass Änderungen der Verdienste Auswirkungen auf die Höhe empfangener staatlicher Transfers haben können und zuletzt, weil Steuern und Abgaben dazu führen, dass sich Änderungen im Bruttoeinkommen nicht proportional im Nettoeinkommen niederschlagen.

Die Verwendung eines einzigen Querschnittsdatensatzes vor der Reform bedeutet, dass es uns nicht möglich ist, Vergleiche vor und nach der Einführung des Mindestlohns vorzunehmen. Vielmehr werden verschiedene Elastizitäten quantifiziert, die Aufschluss geben sollen über den

Nexus von Stundenlöhnen, Arbeitszeit, monatlichem Bruttolohn, Haushaltsnettoeinkommen und Konsum.

Elastizitäten geben an wie sich Parameter ( $y$ ) relativ, in Abhängigkeit der relativen Änderung eines anderen Parameters ( $x$ ), verändern und bestimmen sich als

$$\varepsilon_{y,x} = \frac{\partial y}{\partial x} \times \frac{x}{y} \quad (1)$$

Um den oben beschriebenen Nexus darzustellen, wird dieser in einer Art Kaskadenanalyse untersucht. Im Folgenden ((a) bis (d)) werden vier zentrale Elastizitäten dieser Kaskade näher eingegangen und deren Berechnung erläutert: (a) der Effekt des Bruttostundenlohns auf die Arbeitszeit, (b) des Stundenlohns auf den monatlichen Bruttolohn, (c) des monatlichen Bruttolohns auf das Haushaltsnettoeinkommen sowie (d) des Haushaltsnettoeinkommens auf den Haushaltskonsum. Jede Elastizität wird getrennt nach Haushaltstyp berechnet, um etwaige Konsumcharakteristika einzelner Haushaltstypen – wie in der Deskription der Konsumquote beschrieben – zu berücksichtigen. Anschließend werden die empirischen Ergebnisse präsentiert und diskutiert.

Zunächst stellt sich die Frage, inwieweit die Erhöhung des Bruttostundenlohns zu einem Anstieg des monatlichen Bruttolohns der anspruchsberechtigten Personen führt. Hauptgrund dafür, dass sich eine Erhöhung des Stundenlohns nicht eins zu eins in einem höheren Bruttolohn – dem Produkt von Stundenlohn und Arbeitszeit – ausdrückt, sind mögliche Anpassungen bei der Arbeitszeit. Ursachen hierfür lassen sich sowohl in rechtlichen Einkommensschwellen und Hinzuverdienstregelungen (1) als auch in der persönlichen Arbeits- und Freizeitscheidung der Individuen (2) finden.

1. Die Geringfügigkeitsgrenze von derzeit 450 Euro, stellt eine solche rechtliche Rahmenbedingung dar. Sie setzt Arbeitnehmerinnen und Arbeitnehmern Anreize, im Falle einer Stundenlohnerhöhung ihre Arbeitszeit zu reduzieren, um unterhalb der Geringfügigkeitsgrenze zu bleiben und die Vorteile eines Minijobs zu beanspruchen.
2. Eine Lohnerhöhung erweitert die Budgetmöglichkeiten (Einkommenseffekt) und verändert die Relativpreise im Haushalt (Substitutionseffekt) – inklusive der Opportunitätskosten anderer Zeitverwendung, etwa in Form von Freizeit oder Kinderbetreuung. Da Substitutions- und Einkommenseffekte entgegengerichtet sind, ist der Effekt einer Lohnerhöhung auf die Arbeitszeit des jeweiligen Arbeitnehmers ex ante ungewiss.

Im Fall der EVS-Daten modellieren wir die Arbeitsstundenanzahl  $H_{ih}$  des Haushaltvorstands des Haushalts  $i$ , im Haushaltstyp  $h$ , in Abhängigkeit vom Bruttostundenlohn  $w_{ih}$ , des Haushaltvorstands und des Quadrats des Bruttostundenlohns:

$$H_{ih} = \alpha_h + \beta_{1h} \times w_{ih} + \beta_{2h} \times w_{ih}^2 + \varepsilon_{ih} \quad (2)$$

Anhand der beobachteten Stundenlohnverteilung je Haushaltstyp  $h$  werden die Werte von  $w_h$  in Gleichung (2) eingesetzt:

$$\hat{\varepsilon}_{H_h, w_h} = \frac{\hat{\beta}_{1h} \times w_h + 2\hat{\beta}_{2h} \times w_h^2}{\hat{\alpha}_h + \hat{\beta}_{1h} \times w_h + \hat{\beta}_{2h} \times w_h^2} \quad (3)$$

Damit lassen sich die Elastizitäten der Arbeitszeit des Haushaltsvorstands bezüglich der Arbeitszeit entlang der Lohnverteilung berechnen (Stufe a der Kaskade). Abbildung 17 zeigt den empirischen Verlauf der wöchentlichen Arbeitszeit entlang der Bruttostundenlöhne und die entsprechenden Elastizitäten nach Haushaltstyp.<sup>22</sup>

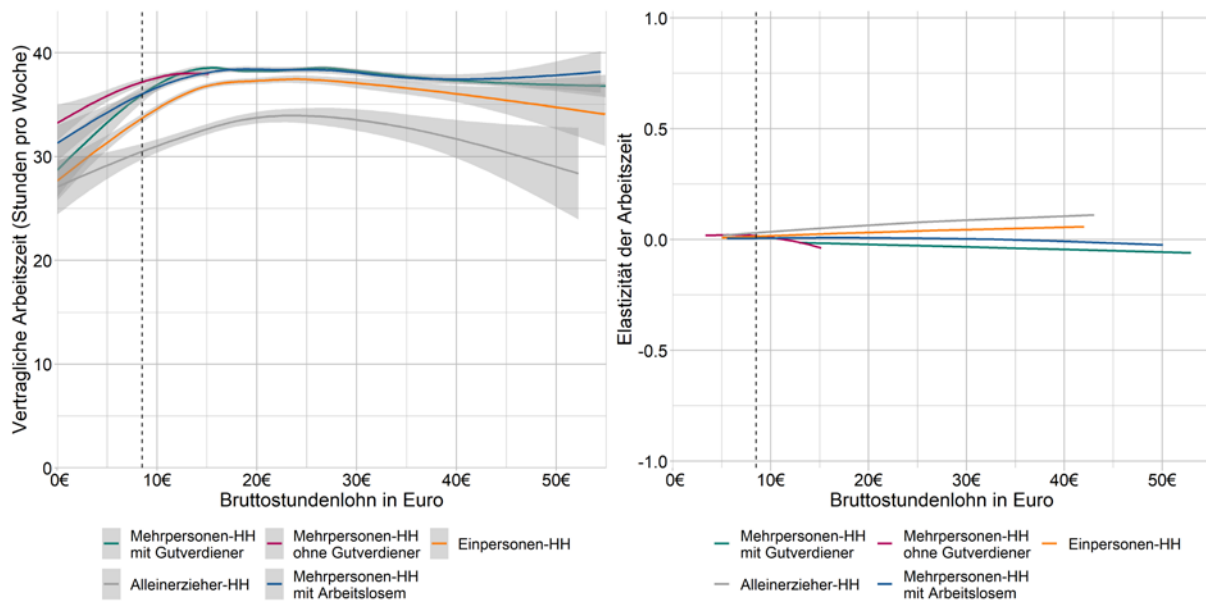


Abbildung 17: Bruttostundenlohn und wöchentliche Arbeitszeit – Empirische Verläufe und Elastizitäten nach Haushaltstyp

Quelle: EVS 2013, ungewichtet, eigene Berechnungen. Grau markierte Bereiche geben ein 95 Prozent Konfidenzintervall an.

Die Elastizitäten von wöchentlicher Arbeitszeit und Bruttostundenlohn des Haushaltsvorstands sind in allen Haushaltstypen kaum von Null verschieden. Demnach reagiert der Haushaltsvorstand auf eine Veränderung seines individuellen Stundenlohns kaum mit Arbeitszeitanpassungen.

Stufe b der Kaskade ist der Zusammenhang zwischen monatlichem Bruttolohn und Stundenlohn, der ebenfalls mit einem Polynom zweiten Grades beschrieben wird:

$$l_{ih} = \pi_h + \rho_{1h} \times w_{ih} + \rho_{2h} \times w_{ih}^2 + \xi_{ih} \quad (4)$$

Anhand der beobachteten Haushaltsnettoeinkommensverteilung je Haushaltstyp  $h$  werden wiederum die Elastizitäten berechnet:

<sup>22</sup> Die Schätzergebnisse von Gleichung (3) finden sich in Tabelle A1 im Anhang.

$$\hat{\epsilon}_{l_h, w_h} = \frac{\hat{\rho}_{1h} \times w_h + 2\hat{\rho}_{2h} \times w_h^2}{\hat{\pi}_h + \hat{\rho}_{1h} \times w_h + \hat{\rho}_{2h} \times w_h^2} \quad (5)$$

Abbildung 18 zeigt den über Gleichung (5) bestimmten empirischen Verlauf.<sup>23</sup> Für alle Haushaltstypen gibt es einen fast linearen positiven Zusammenhang zwischen Stundenlohn und monatlichem Bruttolohn des Haushaltsvorstands. Erst bei hohen Stundenlöhnen jenseits von rund 40 Euro wird der Verlauf etwas flacher, insbesondere bei Alleinerziehenden. Die Elastizitäten bewegen sich um den Wert 1 und implizieren, dass ein 1-prozentiger Anstieg des Stundenlohns mit einer 1-prozentigen Erhöhung des monatlichen Bruttolohns einhergeht. Bei niedrigen Löhnen sind die Elastizitäten bei Alleinerziehenden und Mehrpersonen-Haushalten ohne Gutverdiener sogar größer als 1, was bedeutet, dass die Beschäftigten in diesem Bereich auf Stundenlohnsteigerungen mit einer Ausweitung der Arbeitszeit reagieren.

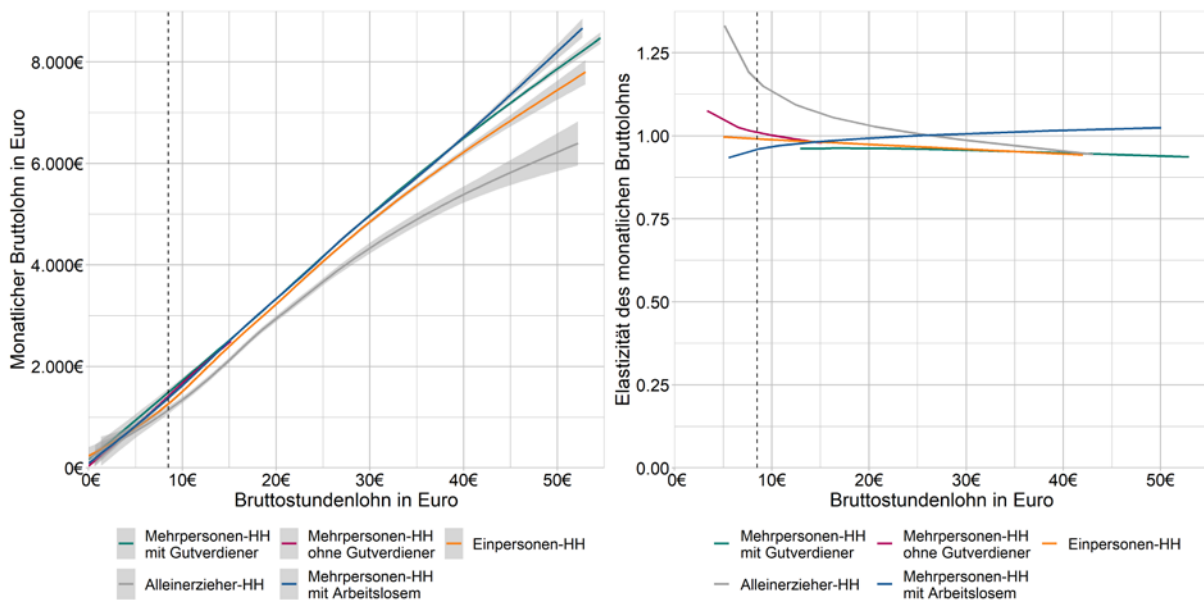


Abbildung 18: Monatlicher Bruttolohn und Bruttostundenlohn – Empirische Verläufe und Elastizitäten nach Haushaltstyp

Quelle: EVS 2013, ungewichtet, eigene Berechnungen. Grau markierte Bereiche geben ein 95 Prozent Konfidenzintervall an.

Stufe c der Kaskade untersucht, inwiefern sich ein höherer individueller monatlicher Bruttolohn in einem erhöhten Haushaltsnettoeinkommen niederschlägt, das dem Haushalt zum Konsum zur Verfügung steht. Das Haushaltsnettoeinkommen setzt sich zusammen aus allen Einkommen des Haushalts, darunter sind die Bruttolöhne aller Haushaltsmitglieder, aber auch staatliche Transferleistungen und Einkommen aus Vermögensanlagen abzüglich Steuern und Sozialabgaben. Gründe für eine abgeschwächte bzw. nur teilweise Übersetzung des individuellen Bruttolohns in Haushaltsnettoeinkommen können somit zahlreich sein. Am unteren Ende der Einkom-

<sup>23</sup> Die Schätzergebnisse von Gleichung (5) finden sich in Tabelle A1 im Anhang.

mensverteilung könnten bspw. Reduzierungen von Transferzahlungen, die oft primär in Abhängigkeit vom Arbeitsentgelt gewährt werden, dafür sorgen, dass sich eine Lohnerhöhung nicht zu 100 Prozent im Haushaltsnettoeinkommen niederschlägt. Am oberen Ende der Einkommensverteilung sind es vor allem die Einkommensbesteuerung und Sozialabgaben. Darüber hinaus spielt der Haushaltskontext eine wichtige Rolle, da der individuelle Bruttolohn, wie oben beschrieben, nicht notwendigerweise die einzige Einkommensquelle eines Haushalts ist und nicht nur der Haushaltsvorstand selbst, sondern auch andere Haushaltsmitglieder auf Lohnveränderungen zum Beispiel mit Arbeitszeitanpassungen reagieren können. So kann beispielsweise die Erhöhung des Bruttolohns eines Haushaltmitglieds zu einer Arbeitszeitreduktion eines anderen Haushaltmitglieds führen, wodurch sich das Haushaltsnettoeinkommen des Haushalts im Ergebnis nicht 1:1 ändert.

Im Kontext der EVS Daten wird das monatliche Haushaltsnettoeinkommen  $y_{ih}$ , vereinfachend allein in Abhängigkeit des monatlichen Bruttolohns  $l_{ih}$ , des Haushaltvorstands des Haushalts  $i$ , und des Haushaltstyps  $h$ , durch folgenden quadratischen Zusammenhang formuliert:<sup>24</sup>

$$y_{ih} = \gamma_h + \delta_{1h} \times l_{ih} + \delta_{2h} \times l_{ih}^2 + \mu_{ih} \quad (6)$$

Diese vereinfachte Formulierung kann die komplexen potenziellen weiteren Anpassungsreaktionen im Haushaltskontext nicht erklären. Sie quantifiziert allein den in den Daten beobachteten Zusammenhang zwischen dem monatlichen Bruttolohn des Haushaltvorstands und dem Haushaltsnettoeinkommen. Anhand der beobachteten Bruttolohnverteilung je Haushaltstyp  $h$  werden die Werte von  $l_h$  in folgende Elastizitätsformel eingesetzt:

$$\hat{\epsilon}_{y_h, l_h} = \frac{\hat{\delta}_{1h} \times l_h + 2\hat{\delta}_{2h} \times l_h^2}{\hat{\gamma}_h + \hat{\delta}_{1h} \times l_h + \hat{\delta}_{2h} \times l_h^2} \quad (7)$$

---

<sup>24</sup> Wobei  $l_{ih} = w_{ih} * H_{ih} * (13/3)$  ist.

Abbildung 19 zeigt den empirischen Verlauf der auf diese Weise berechneten Elastizitäten nach Haushaltstypen.<sup>25</sup>

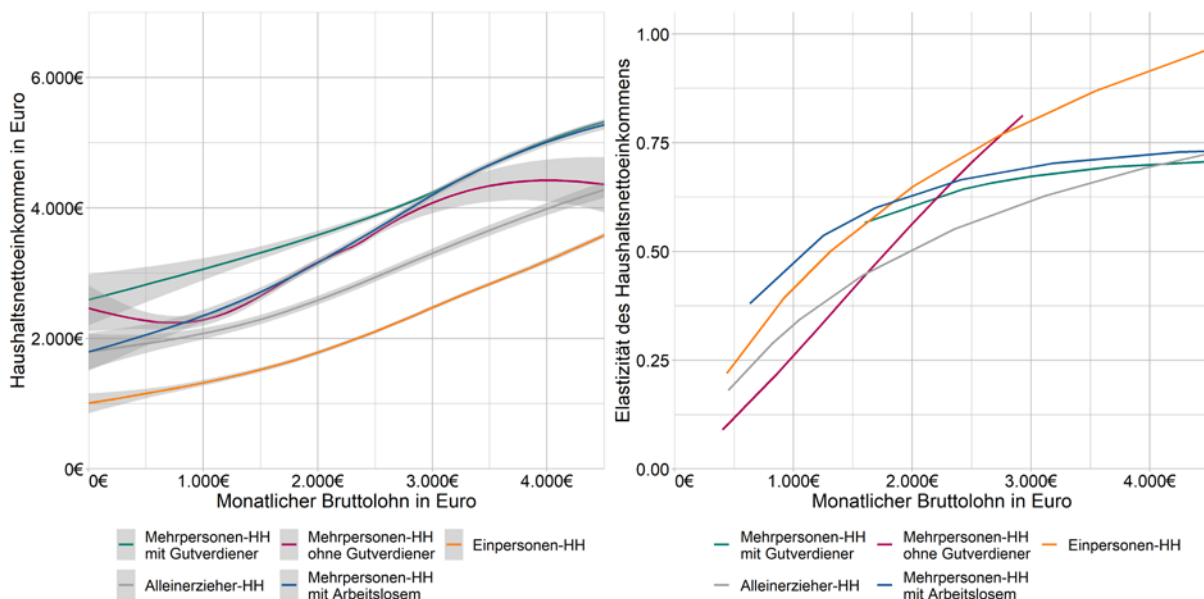


Abbildung 19: Monatlicher Bruttolohn und monatliches Haushaltsnettoeinkommen – Empirische Verläufe und Elastizitäten nach Haushaltstyp

Quelle: EVS 2013, ungewichtet, eigene Berechnungen. Grau markierte Bereiche geben ein 95 Prozent Konfidenzintervall an.

Das Haushaltsnettoeinkommen steigt mit dem monatlichen Bruttolohn des Haushaltsvorstands an. Am stärksten ist dies der Fall für Einpersonnenhaushalte, in denen sich das Haushaltseinkommen im Wesentlichen aus dem Bruttolohn speist. Am unteren Ende der Bruttolohnverteilung steigt die Elastizität mit jedem zusätzlichen Euro zunächst an. Eine Erhöhung des monatlichen Bruttolohns im Zuge der Mindestlohneinführung dürfte sich positiv auf das zur Verfügung stehende Haushaltsnettoeinkommen von anspruchsberechtigten Haushalten auswirken. Dieser Effekt ist jedoch deutlich geringer als ein vergleichbarer Anstieg auf höherem Lohnniveau. Es gibt mindestens zwei mögliche Erklärungen für die teilweise hohen und schnell steigenden Nettoeinkommenselastizitäten bezüglich des monatlichen Bruttolohns des Haushaltsvorstands. Eine mögliche Erklärung ist Homogamie oder assortative Mating: Demnach haben Haushaltsvorstände mit höherem Einkommen häufig auch Partner mit höherem Einkommen. Da die hier durchgeführten Analysen querschnittlich sind und damit Elastizitäten über Vergleiche alleine zwischen verschiedenen Haushalten erfolgen, kontrollieren die Regressionen hierfür nicht, wodurch der Effekt über assortative Mating in der geschätzten Elastizität enthalten ist. Gleiches gilt für den zweiten Erklärungsansatz: Haushalte erzielen vielfach Einkünfte aus mehreren Einkommensarten. Sind diese positiv korreliert (etwa zwischen Arbeitseinkommen und

<sup>25</sup> Die Schätzergebnisse von Gleichung (7) finden sich in Tabelle A1 im Anhang.

Kapitaleinkommen), so bedeutet ein höheres individuelles Arbeitseinkommen auch höhere weitere Einkommenszuflüsse. Diese Zusammenhänge sind in der Elastizität mit enthalten.

Stufe d der Kaskade untersucht, wie sich der Haushaltskonsum mit dem Haushaltsnettoeinkommen ändert. Nachfolgend wird der monatliche Haushaltskonsum  $K_{ih}$ , des Haushalts  $i$ , und des Haushaltstyps  $h$ , durch das zweite Polynom des monatlichen Haushaltsnettoeinkommens  $y_{ih}$ , erklärt:

$$K_{ih} = \lambda_h + \theta_{1h} \times y_{ih} + \theta_{2h} \times y_{ih}^2 + v_{ih} \quad (8)$$

Anhand der beobachteten Haushaltsnettoeinkommensverteilung je Haushaltstyp  $h$  werden die Werte von  $y_h$  in folgende Elastizitätsformel eingesetzt:

$$\hat{\varepsilon}_{K_h, y_h} = \frac{\hat{\theta}_{1h} \times y_h + 2\hat{\theta}_{2h} \times y_h^2}{\hat{\lambda}_h + \hat{\theta}_{1h} \times y_h + \hat{\theta}_{2h} \times y_h^2} \quad (9)$$

Abbildung 20 zeigt den über Gleichung (9) bestimmten empirischen Verlauf.<sup>26</sup> Der Haushaltskonsum nimmt für alle Haushaltstypen mit steigendem Haushaltsnettoeinkommen zu. Die Elastizitäten aller Haushaltstypen befinden sich im positiven Bereich und steigen mit zunehmenden Haushaltsnettoeinkommen an. Eine marginale Erhöhung des Haushaltsnettoeinkommens anspruchsberechtigter Haushalte im Zuge der Mindestlohneinführung dürfte sich somit auch teilweise in einem erhöhten Konsumniveau widerspiegeln. Dies geschieht umso deutlicher, je höher das Haushaltsnettoeinkommen der anspruchsberechtigten Haushalte zuvor war.

Algebraisch lassen sich die Elastizitäten zwischen monatlichem Bruttolohn und Stundenlohn, Nettoeinkommen und monatlichem Bruttolohn sowie Konsum und Nettoeinkommen dazu nutzen, die Elastizität des Konsums bzgl. des Stundenlohns zu bestimmen:

$$\varepsilon_{l_h, w_h} \times \varepsilon_{y_h, l_h} \times \varepsilon_{K_h, y_h} = \left( \frac{\partial l_h}{\partial w_h} \frac{w_h}{l_h} \right) \times \left( \frac{\partial y_h}{\partial l_h} \frac{l_h}{y_h} \right) \times \left( \frac{\partial K_h}{\partial y_h} \frac{y_h}{K_h} \right) = \frac{\partial K_h}{\partial w_h} \frac{w_h}{K_h} = \varepsilon_{K_h, w_h}. \quad (10)$$

Allerdings beschreiben die einzelnen Elastizitäten mechanistisch bivariate Zusammenhänge, die auf Vergleichen zwischen verschiedenen Haushalten zu einem bestimmten Zeitpunkt basieren. Sie basieren nicht auf beobachteten Reaktionen von Haushalten auf Veränderungen beispielsweise ihres Stundenlohns über die Zeit. Auch Interaktionen zwischen verschiedenen Variablen werden nicht gemeinsam, sondern nur unabhängig voneinander modelliert. Insofern lassen sich die Ergebnisse zwar dahingehend interpretieren, dass sich Veränderungen des Stundenlohns – selbst bei geringer Arbeitsangebotselastizität des Haushaltsvorstands – nicht 1:1 in höherem Konsum niederschlagen. Die Schätzungen eignen sich aber nicht dazu, die komplexen Entscheidungsprozesse gerade in Mehrpersonenhaushalten zu beschreiben und damit die „black box“ Haushalt auszuleuchten.

<sup>26</sup> Die Schätzergebnisse von Gleichung (9) finden sich in Tabelle A1 im Anhang.



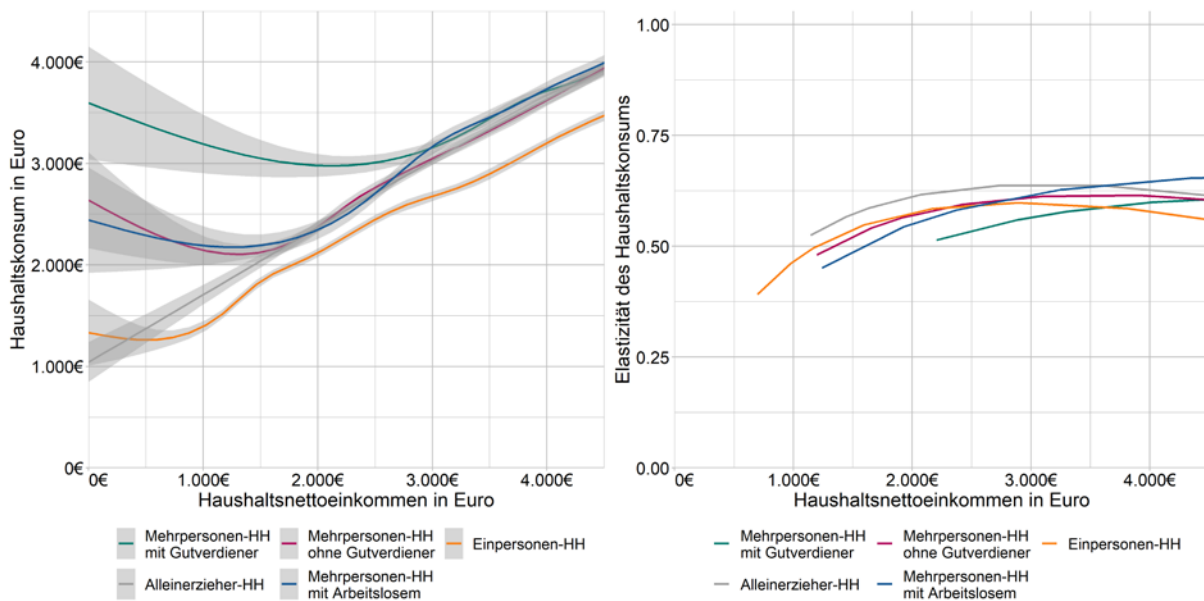


Abbildung 20: Monatliches Haushaltsnettoeinkommen und Haushaltskonsum – Empirische Verläufe und Elastizitäten nach Haushaltstyp

Quelle: EVS 2013, ungewichtet, eigene Berechnungen. Grau markierte Bereiche geben ein 95 Prozent Konfidenzintervall an.

### Zwischenfazit

Zum Abschluss des Unterkapitels zum Konsumverhalten wird die Zusammensetzung des Haushaltskonsums beschrieben. Mit steigendem Einkommen ändert sich nicht nur die Konsumhöhe insgesamt, sondern auch dessen Zusammensetzung nach Konsumbereichen. Typischerweise machen Ausgaben für Basisbedürfnisse wie Wohnen und Nahrungsmittel, den größten Teil des gesamten Konsums der Haushalte in den unteren Einkommensdezilen aus. Mit steigendem Einkommen werden zusätzliche Ausgaben vermehrt in Bereichen jenseits der Basisbedürfnisse getätigt, beispielsweise für Freizeit oder Unterhaltung. Zur Untersuchung dieses Phänomens bedienen wir uns sogenannter Engelkurven. Engelkurven stellen den Konsumanteil der jeweiligen Konsumbereiche in Abhängigkeit vom Niveau des Haushaltsnettoeinkommens der Haushalte dar. Mit ihrer Hilfe kann die Nachfrage bestimmter Güter oder Gütergruppen untersucht und diese somit einer Güterart (normale versus superiore Güter) zugewiesen werden.

Abbildung 21 zeigt die Engelkurven der zwölf Konsumbereiche über alle EVS-Haushalte, in denen mindestens eine potenziell anspruchsberechtigte Person lebt. Der Anteil der Bereiche „1. Nahrungsmittel und alkoholische Getränke“, „4. Wohnen, Wasser, Energie“ und „8. Nachrichtenübermittlung“ am Gesamtkonsum nimmt über alle Haushaltstypen mit steigendem Gesamtkonsum ab. Es handelt sich dabei um sogenannte inferiore Güter – Güter, bei denen mit steigendem Haushaltsnettoeinkommen der Konsum unterproportional zunimmt. Dagegen steigt die Konsumquote in den Konsumbereichen „5. Innenausstattung und Haushaltszubehör“, „6. Gesundheitspflege“, „7. Verkehr“, „9. Freizeit und Kultur“ und „11. Übernachtungs- und Gaststättendienstleistungen“. Hierbei handelt es sich also um superiore Güter. Die „anderen Güter“,

deren Konsumanteil sich nicht systematisch mit steigendem Haushalteinkommen verändert, nennt man normale Güter. Da potenziell mindestlohnberechtigte Haushalte sich eher am unteren Ende der Einkommensverteilung befinden, hat eine mögliche marginale Erhöhung des Haushaltsnettoeinkommens durch die Mindestlohneinführung zur Folge, dass diese Haushalte das zusätzliche Einkommen vor allem für Basisbedürfnisse verwenden.

Während in Abbildung 16 die empirisch beobachtbaren Engelkurven abgetragen (Mittelwerte und deren Konfidenzintervalle) sind, wurden die Konsumanteile der einzelnen Bereiche in Abhängigkeit der Veränderung im Haushaltsnettoeinkommen zusätzlich mit Hilfe eines demografisch skalierten Gleichungssystems geschätzt. Die Ergebnisse und Erläuterungen dieser Schätzung finden sich im Anhang (Abbildungen A3 und A4). Das System besteht aus je einer Schätzung für 11 der zwölf Anteile der Konsumbereiche am Gesamtkonsum. Zusätzlich wird in einer zwölften Gleichung – im Unterschied zu den obigen einfachen Regressionen für die verschiedenen Verwendungen – die Restriktion eingeführt, dass sich die Summe aller Konsumanteile zu 100 Prozent aufsummieren muss (adding up). Die demografische Skalierung erlaubt die Modellierung von Unterschieden in den Konsummustern zwischen Haushaltstypen. Die Schätzergebnisse des linearen und quadratischen Gleichungssystems bestätigen die bereits in Abbildung 16 dargestellten und diskutierten Tendenzen. Eine genaue Erläuterung der Systemschätzung und die Abbildungen der geschätzten linearen und quadratischen Anteilsverläufe finden sich im Anhang.

Abschließend bleibt festzuhalten, dass die Konsumquote in Haushalten mit geringem Haushaltsnettoeinkommen am höchsten ist (deutlich größer als 1) und mit steigendem Haushaltsnettoeinkommen fällt. Die Analysen der Elastizitäten, die die komplexen potenziellen Anpassungsreaktionen auf die Mindestlohneinführung im Haushaltskontext annäherungsweise punktuell beschreiben, zeigen, dass sich eine Erhöhung des individuellen Bruttostundenlohns anspruchsberechtigter Personen durch die Einführung des Mindestlohns nicht direkt und in gleicher Höhe in einem höheren Konsum – u.a. durch das Steuer- und Transfersystem – auswirkt. Zusätzliches Einkommen durch Lohnerhöhungen wird bei Haushalten mit niedrigen Haushaltseinkommen vorwiegend in Bereichen des Basiskonsums verausgabt.

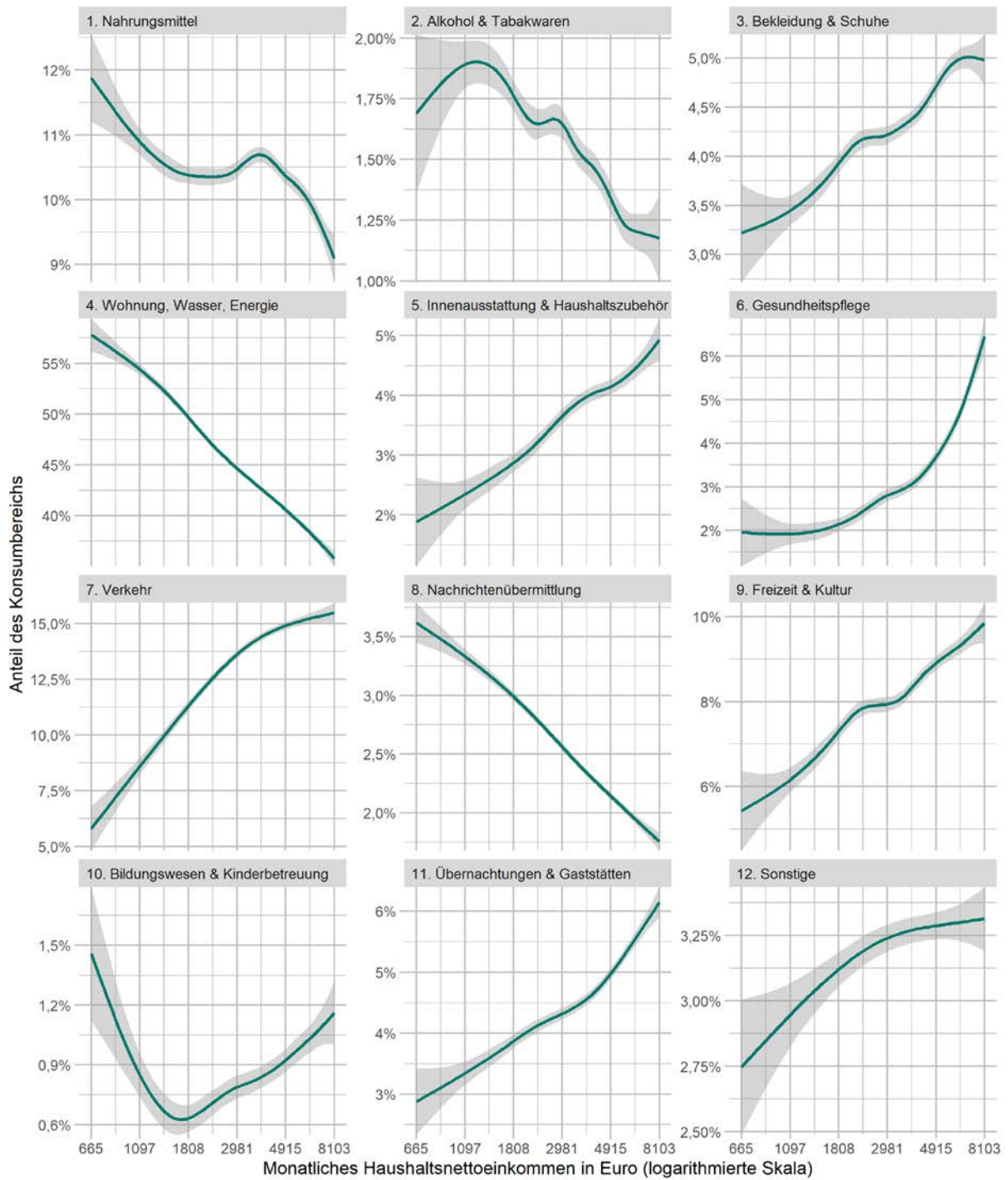


Abbildung 21: Empirische Engelkurven der zwölf Konsumbereiche

Quelle: EVS 2013, ungewichtet, Berücksichtigung langlebiger Konsumgüter, eigene Berechnungen. Grau markierte Bereiche geben ein 95 Prozent Konfidenzintervall an.

## 6. Kausalanalyse

In diesem Kapitel werden die kausalen Effekte der Einführung und Erhöhung des Mindestlohns auf das Haushaltsnettoeinkommen (HH-Nettoeinkommen) und die Ersparnis geschätzt. Dazu wird zwischen „nicht getreateten“ und „getreateten“ Haushalten unterschieden, wobei die letzte Gruppe für einen Teil der Schätzungen noch in „teilweise“ und „vollständig getreatete“ Haushalte unterteilt wird. Soweit es die Fallzahlen zulassen, wird auch nach Untergruppen differenziert.

Als Identifikationsstrategie war ursprünglich ein einfacher Differenz-in-Differenzen (DiD)-Ansatz angedacht, um den kausalen Effekt der Einführung des Mindestlohns zu schätzen. Dieser einfache DiD-Ansatz nutzt die Veränderung der Ergebnisvariablen der Kontrollgruppe (nicht getreatete Haushalte), um die Veränderung der Ergebnisvariablen in der Teilnehmergruppe in einer hypothetischen kontrafaktischen Situation ohne Einführung bzw. Erhöhung des Mindestlohns zu schätzen. Der Kontrast der beobachteten Entwicklung in der Teilnehmergruppe und der hypothetischen Veränderung ohne Mindestlohn in der Kontrollgruppe liefert dabei den Schätzwert für den (unbeobachtbaren) kausalen Effekt. Damit der einfache DiD-Ansatz konsistente Schätzwerte liefert, wird vorausgesetzt, dass Teilnehmer- und Kontrollgruppe dieselben Trends in den Ergebnisvariablen erfahren hätten, wenn der Mindestlohn nicht eingeführt worden wäre (die sogenannte „Common Trends“ Annahme, CTA). Eine Analyse der Pre-Trends zeigt allerdings statistisch signifikante Unterschiede in den Trends der Ergebnisvariablen vor Einführung des Mindestlohns, was die CTA verletzt und damit die Schätzergebnisse eines einfachen DiD-Ansatzes in Frage stellt.

Deshalb nutzen wir für unsere Kausalanalyse einen erweiterten DiD-Ansatz, den sog. „trend adjusted DiD“ (TA-DiD, siehe Bell et. al, 1999). Dieser Ansatz wurde bereits von Burauel et. al (2018) für die Evaluation der Lohneffekte des gesetzlichen Mindestlohns in Deutschland angewandt. Vorteil dieser Methode ist, dass sie unterschiedliche Trends zwischen den Gruppen erlaubt und lediglich fordert, dass die Unterschiede in den Trends konstant über die Zeit sind. Auf Basis dieser Annahme korrigiert der TA-DiD die einfachen DiD Schätzwerte nach Einführung des Mindestlohns um den Placebo DiD aus der Zeit vor der Einführung der Politikmaßnahme. Die Schätzung des Effektes mittels TA-DiD-Strategie kann theoretisch mit Hilfe von einfachen Durchschnitten der Ergebnisvariablen erfolgen. Gibt es Selektionsprozesse im Treatment, kann dies die Aussagekraft dieser Analyse einschränken. Dem Großteil der Literatur folgend, greifen wir deshalb auf Regressionsanalysen zurück, die die Schätzwerte konditional auf beobachtbare Variablen ermitteln und somit die Ergebnisvariablen um Unterschiede bedingt durch Differenzen in den zugrundeliegenden beobachtbaren Charakteristika der Teilnehmer- und Kontrollgruppe bereinigt.

Die Schätzmethodik und die dafür notwendige Einschränkung der Stichprobe wird in Kapitel 6.1 erläutert. Kapitel 6.2 präsentiert die Hauptergebnisse der Kausalanalyse, Kapitel 6.3 führt relevante Robustheitsanalysen durch und Kapitel 6.4 zeigt Schätzergebnisse für Subgruppen.

## 6.1 Identifikationsstrategie und Schätzverfahren

Wie bereits erwähnt, erfordert der einfache DiD, dass die Teilnehmer- und Kontrollgruppe ähnliche Trends in den durchschnittlichen Ergebnisvariablen (Haushaltsnettoeinkommen bzw. Ersparnis) erfahren hätten, wenn die Mindestlohneinführung nicht stattgefunden hätte. Um dies zu untersuchen zeigt Abbildung 22 die Entwicklung der durchschnittlichen Ergebnisvariablen für die binäre Treatment Einteilung, wobei für bessere Vergleichbarkeit die Werte für 2010 auf 100 normiert wurden.

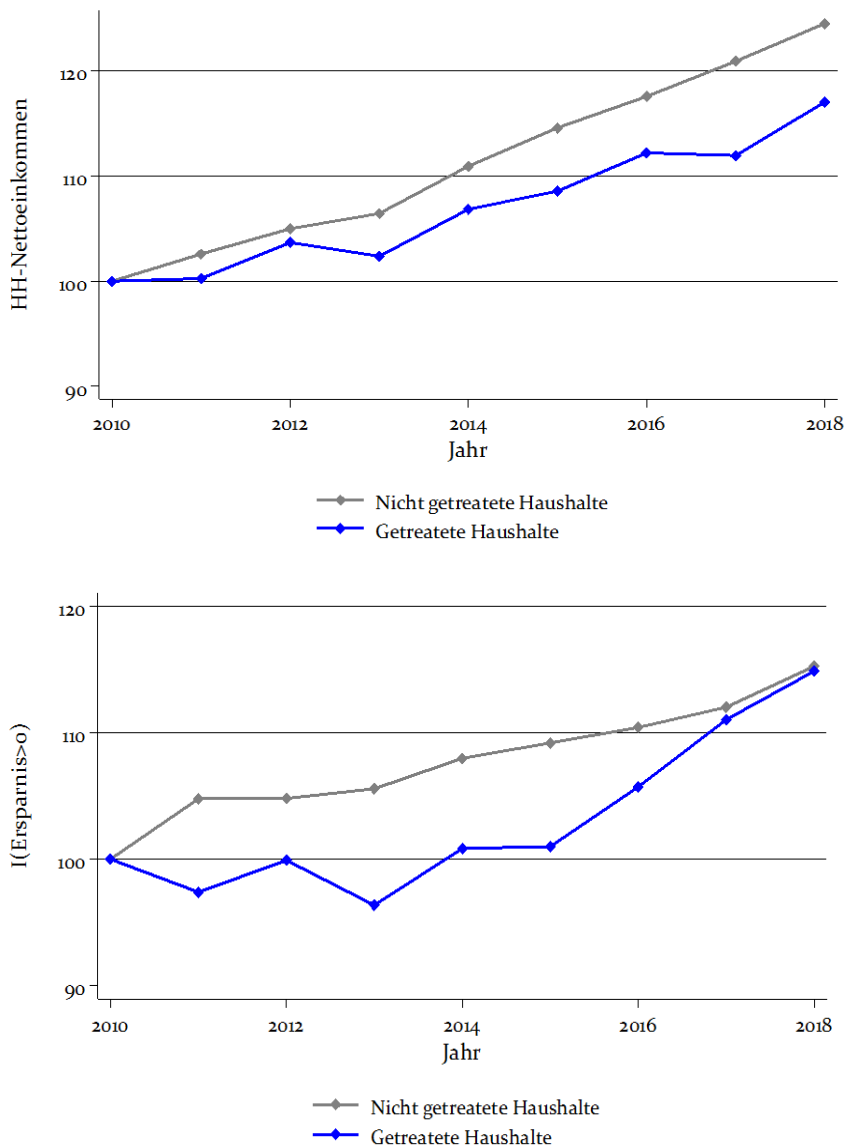


Abbildung 22: Vergleich von Pre-Trends zwischen getreateten und ungetreateten Haushalten

Quelle: SOEPv35.beta. Ungewichtete Mittelwerte nach Treatment Gruppe. Normiert auf 100 für das Jahr 2010. Die Indikatorvariable I(Ersparnis>0) gibt an, ob ein Haushalt eine positive Ersparnis ausweist. Durch die Bildung der Mittelwerte ist die Grafik als Anteil von Haushalten mit positiver Ersparnis zu interpretieren.

Die Grafiken zeigen, dass getreatete Haushalte von 2010 bis 2014, also im Zeitraum vor Einführung des Mindestlohns, eine ungünstigere Entwicklung der Ergebnisvariablen aufweisen als

ungetreatete Haushalte. Dieser rein deskriptive Unterschied in Pre-Trends zwischen den Gruppen bleibt auch teilweise bestehen, wenn für beobachtete und zeit-konstante unbeobachtete Charakteristika kontrolliert wird (siehe Tabelle A2 im Anhang). Damit weisen die Daten auf eine Verletzung der CTA hin, was die einfache DiD-Strategie als ungeeignet erscheinen lässt. Darüber hinaus zeigt Abbildung 22 aber auch, dass die Gruppen relativ stabile Trends in den Ergebnisvariablen vor Einführung des Mindestlohns aufweisen. Das macht die Anwendung des Trend-adjusted DiD-Ansatz möglich, da dieser annimmt, dass die Unterschiede in Trends konstant über die Zeit sind, um für die Verzerrung des einfachen DiD zu korrigieren.

Für die Anwendung des TA-DiD Ansatzes muss die Veränderung der Ergebnisvariable innerhalb eines Haushalts über die Zeit beobachtet werden. Daraus ergeben sich höhere Anforderungen an die Datengrundlage als in einer einfachen Querschnittsanalyse, da Haushalte mindestens an zwei aufeinanderfolgenden Zeitpunkten beobachtet werden müssen, um die Ergebnisvariable in einer Zweijahres-Differenz berechnen zu können als

$$\Delta Y_{it} = Y_{it} - Y_{it-2}, \quad (11)$$

wobei der Index  $t$  für die Zeitperiode und  $i$  für den Haushalt steht. Aufgrund der Differenzenbildung können nur die Jahre ab 2012 betrachtet werden. Für die Kausalanalyse beschränken wir uns auf die Jahre 2012, 2014, 2016 und 2018. Einen Überblick über verbleibende Beobachtungszahlen nach der nötigen Einschränkung durch die Differenzenbildung gibt Tabelle 9.

Tabelle 9: Zahl der Beobachtungen der Schätzstichprobe im Vergleich zur Deskription

| Stichprobe            | 2012                |                 | 2014                |                 | 2016                |                 | 2018                |                 |
|-----------------------|---------------------|-----------------|---------------------|-----------------|---------------------|-----------------|---------------------|-----------------|
|                       | Deskriptive Analyse | Kausale Analyse | Deskriptive Analyse | Kausale Analyse | Deskriptive Analyse | Kausale Analyse | Deskriptive Analyse | Kausale Analyse |
| Niemand getreatet     | 6.150               | 4.374           | 7.482               | 6.198           | 6.209               | 6.075           | 5.349               | 5.264           |
| Teilweise getreatet   | 851                 | 609             | 1175                | 849             | 863                 | 844             | 701                 | 689             |
| Vollständig getreatet | 303                 | 162             | 435                 | 311             | 362                 | 337             | 325                 | 302             |
| Gesamt                | 7.304               | 5.145           | 9.092               | 7.358           | 7.434               | 7.256           | 6.375               | 6.255           |

Quelle: SOEPv35.beta.

Insgesamt hat die notwendige Restriktion der Stichprobe einen eher kleinen Einfluss auf die Beobachtungszahlen, besonders in den Jahren 2014-2018. Im Jahr 2018 sinkt die Zahl der Beobachtungen lediglich von 6.375 auf 6.255 (Tabelle 9). Dennoch ist es möglich, dass diese Einschränkung der Stichprobe Selektionseffekte mit sich bringt, die spätere Schätzungen verzerren könnten. Da alle Haushalte in der eingeschränkten Stichprobe mindestens 2014 beobachtet werden, zeigt Tabelle 10 arithmetische Mittel bzw. Anteilswerte von Charakteristika auf

Haushaltsebene für die volle Stichprobe aus der deskriptiven Analyse sowie der Schätzstichprobe für die kausale Analyse für das Jahr 2014. Darüber hinaus werden die Unterschiede in Haushaltscharakteristika mit einem Mittelwertvergleichstest analysiert.

Tabelle 10: Haushaltscharakteristika in der Schätzstichprobe im Vergleich zur Deskription

| Stichprobe                    | Niemand getreatet   |                 | Teilweise getreatet |                 | Vollständig getreatet |                 |
|-------------------------------|---------------------|-----------------|---------------------|-----------------|-----------------------|-----------------|
|                               | Deskriptive Analyse | Kausale Analyse | Deskriptive Analyse | Kausale Analyse | Deskriptive Analyse   | Kausale Analyse |
| Durchschnittsalter            | 42,67               | 43,82***        | 40,83               | 42,15***        | 39,96                 | 42,19**         |
| Frauenanteil                  | 0,54                | 0,55            | 0,52                | 0,52            | 0,75                  | 0,79            |
| Anzahl Erwachsene             | 1,81                | 1,81            | 2,43                | 2,39            | 1,11                  | 1,11            |
| Anzahl Kinder                 | 0,07                | 0,08            | 0,10                | 0,09            | 0,05                  | 0,05            |
| Anteil mit sekundärer Bildung | 0,47                | 0,48            | 0,57                | 0,59            | 0,56                  | 0,54            |
| Anteil mit tertiärer Bildung  | 0,38                | 0,39            | 0,23                | 0,23            | 0,11                  | 0,10            |

Quelle: SOEPv35.beta, ungewichtet. Statistisch signifikante Unterschiede auf Basis des Mittelwertvergleichstests (t-Test) zwischen den Stichproben sind markiert mit \*\*\*/\*\*/\* für das 1/5/10%-Niveau. Das Durchschnittsalter sowie die Anteilswerte beziehen sich nur auf Erwachsene im Haushalt.

Wie der Vergleich der Beobachtungszahlen zeigt auch der Vergleich der Mittelwerte bzw. Anteile für alle Charakteristika bis auf das Durchschnittsalter der Erwachsenen nur relativ kleine Unterschiede zwischen den Stichproben. Der Frauenanteil, die Anzahl an Erwachsenen und Kindern im Haushalt sowie der Anteil an Haushaltsmitgliedern mit sekundärer bzw. tertiärer Bildung sind sehr ähnlich und es gibt keine statistisch signifikanten Unterschiede zwischen den Stichproben. Einzig das Durchschnittsalter ist in der Schätzstichprobe um 1-2 Jahre signifikant höher. Da aber alle Gruppen in ähnlicher Weise von der Einschränkung der Stichprobe betroffen sind, sollte dieser Unterschied keine ernsthafte Gefahr für die Validität der Schätzergebnisse auf Basis der eingeschränkten Stichprobe darstellen.

### Details zum Schätzverfahren

Für eine einfache Einteilung in getreatete und ungetreatete Haushalte kann das TA-DiD Modell folgendermaßen dargestellt werden:

$$\Delta y_{it} = \alpha_i + \sum_t \alpha_t \pi_t + \beta_0 D_{it} + \sum_t \beta_t \pi_t D_{it} + \gamma^T X_{it} + u_{it}, \quad (12)$$

mit  $t = 2012, 2014, 2016, 2018$ ,  $\pi_t$  als Indikatorvariablen für die verschiedenen Jahre und  $D_{it}$  als binäre Treatment-Variable, die den Wert eins annimmt, wenn in Haushalt  $i$  in Periode  $t$  ein Haushaltsmitglied lebt, das 2014 weniger als 8,50 Euro verdient hat.  $X_{it}$  sind Kontrollvariablen und enthalten neben den Variablen aus Tabelle 10 noch weitere Kontrollen für den Wohnort in Ostdeutschland, den Haushaltstyp (Single, Alleinerziehend, Paarhaushalt mit und ohne Kinder, sonstige), die Gemeindegrößenklasse des Wohnortes, den Anteil der Erwachsenen mit geringfügiger Beschäftigung, den Anteil der Erwachsenen mit einem Jobwechsel innerhalb des letzten

Jahres sowie den Anteil an Beschäftigten im öffentlichen Dienst. Die Ergebnisvariablen für die Kausalanalyse sind das Haushaltsnettoeinkommen in Levels sowie in logarithmierter Form und eine Indikatorvariable für eine positive Ersparnis im Haushalt, bezeichnet als  $I(\text{Ersparnis} > 0)$ .

Das Modell wird mittels linearer Regressionen unter Berücksichtigung der Haushalts-fixen Effekte  $\alpha_i$  geschätzt. Dadurch wird für zeit-konstante (un)beobachtete Charakteristika, die einen Einfluss auf die Ergebnisvariablen haben könnten, kontrolliert. Wenn  $\overline{\Delta \tilde{y}_t}$  die um die Effekte von  $X_{it}$  und  $\alpha_i$  bereinigte durchschnittliche Veränderung in der Ergebnisvariablen darstellt, kann der TA-DiD Schätzer für den Effekt des Mindestlohns in Periode  $t$  geschrieben werden als

$$\hat{\beta}_t = \left\{ \underbrace{(\overline{\Delta \tilde{y}_t} | D_{it} = 1) - (\overline{\Delta \tilde{y}_t} | D_{it} = 0)}_{\text{DiD in Periode } t} \right\} - \left\{ \underbrace{(\overline{\Delta \tilde{y}_{12}} | D_{i12} = 1) - (\overline{\Delta \tilde{y}_{12}} | D_{i12} = 0)}_{\text{DiD in 2012}} \right\} \quad (13)$$

Der TA-DiD korrigiert den einfachen DiD Schätzwert in Periode  $t$  also um den Placebo DiD im Jahr 2012 und die Regressionskoeffizienten  $\beta_t$  geben direkt den geschätzten Effekt in Periode  $t$  an. Da  $\overline{\Delta \tilde{y}_t}$  die durchschnittliche Differenz über einen zweijährigen Zeitraum darstellt, misst  $\hat{\beta}_{16}$  den geschätzten Effekt der Einführung des Mindestlohns auf das Wachstum in der Ergebnisvariable von 2014 nach 2016 und  $\hat{\beta}_{18}$  den zusätzlichen Effekt der Erhöhung des Mindestlohns von 2016 nach 2018.  $\hat{\beta}_{14}$  gibt den TA-DiD Schätzer für den Placebo Effekt von 2012 nach 2014 wider. Ein kleiner und statistisch insignifikanter Schätzwert für  $\hat{\beta}_{14}$  stützt empirisch die Identifikationsannahme des TA-DiD-Ansatzes. Da Haushalte wiederholt beobachtet werden, müssen die Standardfehler der Regressionskoeffizienten für die Korrelation der Ergebnisvariablen über die Zeit korrigiert werden. Dies geschieht mit Hilfe von robusten Standardfehlern (Bertrand et. al, 2003).

Wird zwischen teilweise getreateten ( $D_{it}^{TW}$ ) und vollständig getreateten Haushalten ( $D_{it}^{VS}$ ) unterschieden, muss der Term  $\beta_0 D_{it} + \sum_t \beta_t \pi_t D_{it}$  im Regressionsmodell (12) durch separate Interaktionsterme  $\beta_0^{TW} D_{it}^{TW} + \beta_0^{VS} D_{it}^{VS} + \sum_t \beta_t \pi_t D_{it}^{TW} + \sum_t \beta_t \pi_t D_{it}^{VS}$  ersetzt werden. Die Interpretation der resultierenden Koeffizienten ist analog zu (13), nur dass die Effekte getrennt für die beiden Typen getreateter Haushalte ausgewiesen werden. Dazu ist zu beachten, dass auch hier  $\hat{\beta}_{14}^{TW}$  und  $\hat{\beta}_{14}^{VS}$  die Validität des Schätzansatzes empirisch stützen. Ist mindestens einer der Koeffizienten signifikant von Null verschieden, können die Effekte nicht getrennt für jene Gruppe geschätzt und interpretiert werden.

## 6.2 Hauptanalyse

Dieses Kapitel präsentiert die Hauptergebnisse der in 6.1 beschriebenen Kausalanalyse. Zuerst schätzen wir den durchschnittlichen Effekt für alle getreateten Haushalte auf Basis der binären Treatment Definition. Tabelle 11 präsentiert die geschätzten TA-DiD Koeffizienten.



Tabelle 11: Hauptergebnisse auf Basis der binären Treatment Definition

|                   | (1)<br>HH-Nettoein-<br>kommen | (2)<br>Log(HH-Nettoeinkom-<br>men) | (3)<br>I(Ersparnis>0) |
|-------------------|-------------------------------|------------------------------------|-----------------------|
| TA-DiD(2014)      | -8,25<br>(47,77)              | 0,001<br>(0,016)                   | 0,011<br>(0,030)      |
| TA-DiD(2016)      | 92,21*<br>(50,06)             | 0,043***<br>(0,016)                | 0,036<br>(0,029)      |
| TA-DiD(2018)      | 72,94<br>(50,88)              | 0,022<br>(0,017)                   | 0,030<br>(0,030)      |
| Spezifikation:    |                               |                                    |                       |
| Jahresdummies     | ✓                             | ✓                                  | ✓                     |
| HH Fixed-Effekte  | ✓                             | ✓                                  | ✓                     |
| Kontrollvariablen | ✓                             | ✓                                  | ✓                     |
| Beobachtungen     | 26.014                        | 26.014                             | 26.014                |
| Within R-Quadrat  | 0,046                         | 0,063                              | 0,003                 |
| Anzahl Haushalte  | 8.734                         | 8.734                              | 8.734                 |

Quelle: SOEPv35.beta. Die Tabelle zeigt Trend-adjusted DiD (TA-DiD) Regressionskoeffizienten auf Basis einer ungewichteten Fixed-Effects Schätzung mit robusten Standardfehlern (in Klammern). Statistisch signifikante Koeffizienten sind markiert mit \*\*\*/\*\*/\* für das 1/5/10%-Niveau. Einen vollständigen Überblick über alle Regressionskoeffizienten für diese Regression bietet Tabelle A3 im Anhang.

Die TA-DiD Koeffizienten für 2014, die den Effekt einer hypothetischen Mindestlohneinführung in 2014 messen, sind quantitativ klein und insignifikant. Damit wird die Identifikationsannahme des TA-DiD-Ansatzes stabiler Trends vor Einführung des Mindestlohns nicht abgelehnt. Die Koeffizienten für das Jahr 2016 zeigen einen signifikant positiven Effekt der Einführung des Mindestlohns auf das Wachstum des Haushaltsnettoeinkommens von getreateten Haushalten von etwa 92 Euro bzw. 4,3 Prozent im Vergleich zur kontrafaktischen Situation. Die Erhöhung des Mindestlohns zum 1. Januar 2017 hatte keinen zusätzlichen statistisch signifikanten Effekt auf das Haushaltsnettoeinkommen. Die Wahrscheinlichkeit, dass ein getreateter Haushalt eine positive Ersparnis aufweist, wurde weder von der Einführung noch der Anhebung des Mindestlohns statistisch signifikant beeinflusst.

Um genauer zu untersuchen, ob die Ergebnisgrößen von vollständig getreateten Haushalten besonders stark von der Einführung des Mindestlohns beeinflusst wurden, wiederholen wir die Hauptanalyse, wobei wir nun zwischen vollständig und teilweise getreateten Haushalten unterscheiden.

Tabelle 12 zeigt, dass die Unterschiede in den Pre-Trends zwischen vollständig getreateten Haushalten und nicht getreateten Haushalten signifikant von null verschieden und im Betrag nicht vernachlässigbar sind. Dies bedeutet, dass die CTA verletzt ist und die Ergebnisse der

Analyse auf Grundlage des *kategorialen* Treatment-Statusgruppen auf Haushaltsebene als nicht kausal zu interpretieren sind.

Tabelle 12: Hauptergebnisse auf Basis der kategorialen Treatment Definition

|                              | (1)<br>HH-Nettoeinkommen | (2)<br>Log(HH-Nettoeinkommen) | (3)<br>I(Ersparnis>0) |
|------------------------------|--------------------------|-------------------------------|-----------------------|
| <b>Teilweise getreatet</b>   |                          |                               |                       |
| TA-DiD(2014)                 | 46,72<br>(55,55)         | 0,019<br>(0,018)              | 0,050<br>(0,034)      |
| TA-DiD(2016)                 | 86,16<br>(56,39)         | 0,034*<br>(0,018)             | 0,045<br>(0,033)      |
| TA-DiD(2018)                 | 49,22<br>(59,25)         | 0,009<br>(0,019)              | 0,041<br>(0,033)      |
| <b>Vollständig getreatet</b> |                          |                               |                       |
| TA-DiD(2014)                 | -188,8**<br>(82,51)      | -0,052<br>(0,034)             | -0,120*<br>(0,065)    |
| TA-DiD(2016)                 | 74,42<br>(87,94)         | 0,064*<br>(0,035)             | -0,013<br>(0,060)     |
| TA-DiD(2018)                 | 91,17<br>(86,38)         | 0,049<br>(0,034)              | -0,026<br>(0,064)     |
| Spezifikation:               |                          |                               |                       |
| Jahresdummies                | ✓                        | ✓                             | ✓                     |
| HH Fixed-Effekte             | ✓                        | ✓                             | ✓                     |
| Kontrollvariablen            | ✓                        | ✓                             | ✓                     |
| Beobachtungen                | 26.014                   | 26.014                        | 26.014                |
| Within R-Quadrat             | 0,047                    | 0,064                         | 0,003                 |
| Anzahl Haushalte             | 8.734                    | 8.734                         | 8.734                 |

Quelle: SOEPv35.beta. Die Tabelle zeigt Trend-adjusted DiD (TA-DiD) Regressionskoeffizienten auf Basis einer ungewichteten Fixed-Effects Schätzung mit robusten Standardfehlern (in Klammern). Statistisch signifikante Koeffizienten sind markiert mit \*\*\*/\*\*/\* für das 1/5/10%-Niveau.

Für teilweise getreatete Haushalte liefern die Placebo Schätzungen kleinere und insignifikante Schätzwerte. Der Effekt der Einführung des Mindestlohns auf das Haushaltsnettoeinkommen ist mit 86 Euro etwas kleiner als der Schätzwert auf Basis der binären Treatment Einteilung und insignifikant. Passend dazu ist der Koeffizient in der Log-Spezifikation für 2014-2016 mit etwa 3,4 Prozent ebenfalls kleiner, allerdings ist dieser statistisch signifikant auf dem 10 Prozent-Niveau. Die Wahrscheinlichkeit, dass teilweise getreatete Haushalte eine positive Ersparnis aufweisen, wurde hingegen nicht signifikant von der Mindestlohnpolitik beeinflusst. Der geschätzte Effekt der Einführung des Mindestlohns bei vollständig getreateten Haushalten auf das Wachstum des Haushaltsnettoeinkommens beträgt 6,4 Prozent. Während dieser geschätzte Ef-

fekt größer ist als für teilweise getreatete Haushalte sollten diesen Ergebnisse nicht zu viel Gewicht beigemessen werden, da die Validität der Identifikationsannahme für getrennte Treatment-Statusgruppen fragwürdig und relativ sensitiv bzgl. der Messung in Levels oder in Logarithmen ist. Daher beschränken wir uns für den Rest der Analyse auf die binäre Treatment Einteilung, da diese Herangehensweise robustere Ergebnisse liefert. Wie sensitiv die Hauptergebnisse auf Basis dieser binären Einteilung bzgl. einer Veränderung der Kontrollvariablen bzw. einer Einschränkung der Kontrollgruppe an ungetreateten Haushalten sind, wird im nächsten Kapitel untersucht.

### 6.3 Robustheitsanalyse

Regressionsanalysen im Allgemeinen und DiD Schätzungen im Speziellen können sensitiv bezüglich der genauen Spezifikation der Kontrollvariablen sein. Dies kann z.B. begründet sein in einer unterschiedlichen Entwicklung der Komposition der Teilnehmer- und Kontrollgruppe über die Zeit, was für die hier vorgenommene Analyse auf Haushaltsebene besonders relevant sein könnte. In unserer Hauptanalyse haben wir für eine relativ umfassende Reihe an Variablen kontrolliert. Im Folgenden wird nun untersucht, ob sich substantielle Unterschiede ergeben, wenn das Set an Kontrollvariablen variiert wird. Verglichen werden Schätzergebnisse ohne jegliche Kontrollvariablen zusätzlich zu den Jahresdummies sowie den HH-Fixen Effekten, Schätzergebnisse bei denen nur für Sozio-demografische Charakteristika kontrolliert wird als auch eine umfassende Spezifikation, die bereits in Kapitel 6.2 angewandt wurde, mit zusätzlichen Kontrollvariablen für die Beschäftigungssituation der Haushaltsmitglieder. Ergebnisse dieser Analyse zeigt Tabelle 13.

Insgesamt ist festzuhalten, dass die Placebo-Tests über alle Spezifikationen hinweg insignifikante Schätzwerte liefern und damit weitere Evidenz für die Validität der Annahme stabiler Trends für die *binäre* Einteilung in getreatete und nicht getreatete Haushalte aufzeigen. Darüber hinaus variieren die Schätzwerte für die eigentlichen Effekte des Mindestlohns relativ wenig über die Spezifikationen hinweg. Einzig für Regressionen, die das Haushaltsnettoeinkommen als abhängige Variable nutzen, gibt es kleinere Unterschiede. So ist der geschätzte Effekt der Einführung des Mindestlohns etwas kleiner mit etwa 80 Euro und statistisch (marginal) insignifikant in der Spezifikation ohne Kontrollvariablen (Spalte 1). Wird für sozio-demografische Variablen kontrolliert (Spalte 2), dann wird der Schätzwert für den Effekt der Mindestlohneinführung etwas größer mit 102 Euro und der Effekt der Mindestlohnerhöhung wird ebenfalls signifikant mit 84 Euro. Kontrolliert man allerdings für die Beschäftigungssituation der Haushalte, dann wird der Effekt der Erhöhung auch hier insignifikant (Spalte 3). Die anderen Regressionen zeigen sehr robuste Schätzwerte und deuten auf einen signifikanten Effekt der Mindestlohneinführung auf das Wachstum des Haushaltsnettoeinkommens von etwa 4,0-4,7 Prozent und einem Null-Effekt der Mindestlohnpolitik auf die Wahrscheinlichkeit, dass getreatete Haushalte eine positive Ersparnis aufweisen.

Tabelle 13: Hauptergebnisse auf Basis der kategorialen Treatment Definition

|                   | (1)               | (2)               | (3)             | (4)                    | (5)                 | (6)                 | (7)              | (8)              | (9)              |
|-------------------|-------------------|-------------------|-----------------|------------------------|---------------------|---------------------|------------------|------------------|------------------|
|                   | HH-Nettoeinkommen |                   |                 | Log(HH-Nettoeinkommen) |                     |                     | I(Ersparnis>0)   |                  |                  |
| TA-DiD(2014)      | -23,3<br>(48,7)   | -15,0<br>(47,9)   | -8,3<br>(47,8)  | -0,005<br>(0,016)      | -0,002<br>(0,016)   | 0,001<br>(0,016)    | 0,008<br>(0,030) | 0,009<br>(0,030) | 0,011<br>(0,030) |
| TA-DiD(2016)      | 80,4<br>(50,6)    | 102,1**<br>(50,2) | 92,2*<br>(50,0) | 0,040**<br>(0,017)     | 0,047***<br>(0,016) | 0,043***<br>(0,016) | 0,036<br>(0,029) | 0,038<br>(0,029) | 0,036<br>(0,029) |
| TA-DiD(2018)      | 68,6<br>(50,6)    | 83,8*<br>(50,8)   | 72,9<br>(50,9)  | 0,022<br>(0,017)       | 0,026<br>(0,017)    | 0,022<br>(0,017)    | 0,031<br>(0,030) | 0,033<br>(0,030) | 0,030<br>(0,030) |
| Spezifikation:    |                   |                   |                 |                        |                     |                     |                  |                  |                  |
| Jahresdummies     | ✓                 | ✓                 | ✓               | ✓                      | ✓                   | ✓                   | ✓                | ✓                | ✓                |
| HH Fixed-Effekte  | ✓                 | ✓                 | ✓               | ✓                      | ✓                   | ✓                   | ✓                | ✓                | ✓                |
| Kontrollvariablen |                   |                   |                 |                        |                     |                     |                  |                  |                  |
| Sozio-demograf.   |                   | ✓                 | ✓               |                        | ✓                   | ✓                   |                  | ✓                | ✓                |
| Beschäftigung     |                   |                   | ✓               |                        |                     | ✓                   |                  |                  | ✓                |
| Beobachtungen     | 26.014            | 26.014            | 26.014          | 26.014                 | 26.014              | 26.014              | 26,014           | 26,014           | 26,014           |
| Within R-Quadrat  | 0,003             | 0,042             | 0,046           | 0,005                  | 0,057               | 0,063               | 0,001            | 0,002            | 0,003            |
| Anzahl Haushalte  | 8.734             | 8.734             | 8.734           | 8.734                  | 8.734               | 8.734               | 8,734            | 8,734            | 8,734            |

Quelle: SOEPv35.beta. Die Tabelle zeigt Trend-adjusted DiD (TA-DiD) Regressionskoeffizienten auf Basis einer ungewichteten Fixed-Effects Schätzung mit robusten Standardfehlern (in Klammern). Statistisch signifikante Koeffizienten sind markiert mit \*\*\*/\*\*/\* für das 1/5/10%-Niveau.

Als weitere Robustheitsanalyse schränken wir die Stichprobe auf Basis der beobachteten Löhne in 2014 ein. Konkret schätzen wir die Effekte erneut auf einer reduzierten Stichprobe, in der kein Haushaltsmitglied mehr als 15 Euro pro Stunde verdient hat in 2014. Damit erreichen wir eine bessere Vergleichbarkeit von Teilnehmer- und Kontrollgruppe. Das hat den Vorteil, dass die Schätzungen auf Basis dieser Teilstichprobe weniger stark von der korrekten parametrischen Spezifikation der Kontrollvariablen abhängen. Darüber hinaus vermag die Konditionierung auf die Löhne in 2014 eventuell besser für unbeobachtbare Charakteristika der Haushalte zu kontrollieren als die einfache Anwendung der Haushalts-Fixed-Effekte. Ein Nachteil dieser Herangehensweise ist allerdings, dass ein Großteil der ungetreateten Haushalte aber auch ein beträchtlicher Teil der teilweise getreateten Haushalte aus der Stichprobe entfernt werden, was eine geringere statistische Präzision zur Folge hat. Tabelle 14 präsentiert die Regressionsergebnisse auf Basis dieser Teilstichprobe.

Tabelle 14: Sensitivität der Hauptergebnisse bezüglich der Stichprobe

|                   | (1)<br>Netto HH-Einkommen | (2)<br>Log(Netto HH-Einkommen) | (3)<br>I(Ersparnis>0) |
|-------------------|---------------------------|--------------------------------|-----------------------|
| TA-DiD(2014)      | -13,15<br>(50,08)         | -0,002<br>(0,022)              | -0,012<br>(0,041)     |
| TA-DiD(2016)      | 80,54<br>(52,46)          | 0,043*<br>(0,022)              | 0,033<br>(0,039)      |
| TA-DiD(2018)      | 18,23<br>(56,24)          | 0,009<br>(0,023)               | 0,024<br>(0,040)      |
| Spezifikation:    |                           |                                |                       |
| Jahresdummies     | ✓                         | ✓                              | ✓                     |
| HH Fixed-Effekte  | ✓                         | ✓                              | ✓                     |
| Kontrollvariablen | ✓                         | ✓                              | ✓                     |
| Beobachtungen     | 9.459                     | 9.459                          | 9.459                 |
| Within R-Quadrat  | 0,069                     | 0,077                          | 0,004                 |
| Anzahl Haushalte  | 3.327                     | 3.327                          | 3.327                 |

Quelle: SOEPv35.beta. Die Tabelle zeigt Trend-adjusted DiD (TA-DiD) Regressionskoeffizienten auf Basis einer ungewichteten Fixed-Effects Schätzung mit robusten Standardfehlern (in Klammern). Statistisch signifikante Koeffizienten sind markiert mit \*\*\*/\*\*/\* für das 1/5/10%-Niveau.

Auch die Schätzungen auf Basis der reduzierten Stichprobe zeigen insignifikante Placebo Tests für das Jahr 2014. Weiterhin sind die Schätzwerte für die Effekte des Mindestlohns sehr ähnlich zu unseren Hauptergebnissen aus Kapitel 6.2. Aufgrund der Einschränkung der Stichprobe von etwa 26.000 auf etwa 9.500 Beobachtungen sind die Standardfehler der Koeffizienten allerdings deutlich gestiegen und nur der Effekt der Einführung des Mindestlohns auf das Wachstum im logarithmierten HH-Nettoeinkommen ist noch statistisch signifikant mit etwa 4,3 Prozent. Ähnlich wie in der vorigen Analyse zu den Kontrollvariablen zeigt sich, dass die logarithmierte Variante des Haushaltsnettoeinkommens die robusteren und präziseren Schätzwerte liefert.

#### 6.4 Effektheterogenität

In diesem Kapitel wird die Heterogenität der Effekte des Mindestlohns auf Haushaltsnettoeinkommen und Ersparnis untersucht. Dazu wird die Stichprobe in Subgruppen unterteilt und anschließend werden die Effekte separat für die Gruppen geschätzt. Für die Analyse wird zwischen Haushalten in Ost- und Westdeutschland, der Größe der Gemeinde (kleiner bzw. größer als 50.000 Einwohner) sowie dem Haushaltstyp (Einpersonenhaushalt bzw. Mehrpersonenhaushalt) unterschieden. Eine feinere Gliederung der Subgruppen resultiert in zu kleinen Stichproben, als dass für diese Gruppen konkrete Aussagen getroffen werden können. Um die Beschreibung prägnant und überschaubar zu halten, präsentieren wir nur Ergebnisse für das logarithmierte Haushaltsnettoeinkommen sowie den Ersparnis-Indikator (Tabelle 15).

Tabelle 15: Heterogenität der Effekte des Mindestlohns

|                        | Anzahl getre-<br>atete HH<br>in 2014 | Anzahl unge-<br>treatete HH<br>in 2014 | TA-DiD<br>(2014) | TA-DiD<br>(2016) | TA-DiD<br>(2018) |
|------------------------|--------------------------------------|--|------------------|------------------|------------------|
| Log(HH-Nettoeinkommen) |                                      |  |                  |                  |                  |
| Ost                    | 474                                  | 1.457                                  | -0,007           | 0,044            | 0,012            |
| West                   | 1.136                                | 6.025                                  | 0,007            | 0,043**          | 0,025            |
| Gemeinde<50.000 Einw.  | 1.000                                | 4.444                                  | 0,009            | 0,022            | 0,020            |
| Gemeinde≥50.000 Einw.  | 610                                  | 3.038                                  | -0,018           | 0,075**          | 0,014            |
| Einpersonenhaushalt    | 357                                  | 1.881                                  | -0,070**         | 0,065*           | 0,026            |
| Mehrpersonenhaushalt   | 1.253                                | 5.601                                  | 0,005            | 0,014            | -0,000           |
| I(Ersparnis>0)         |                                      |  |                  |                  |                  |
| Ost                    | 474                                  | 1.457                                  | -0,027           | 0,003            | -0,001           |
| West                   | 1.136                                | 6.025                                  | 0,031            | 0,064*           | 0,056            |
| Gemeinde<50.000 Einw.  | 1.000                                | 4.444                                  | 0,031            | 0,023            | 0,034            |
| Gemeinde≥50.000 Einw.  | 610                                  | 3.038                                  | -0,040           | 0,036            | 0,003            |
| Einpersonenhaushalt    | 357                                  | 1.881                                  | -0,118           | 0,011            | 0,027            |
| Mehrpersonenhaushalt   | 1.253                                | 5.601                                  | 0,035            | 0,036            | 0,021            |

Quelle: SOEPv35.beta. Die Tabelle zeigt Trend-adjusted DiD (TA-DiD) Regressionskoeffizienten für Subgruppen auf Basis einer ungewichteten Fixed-Effects Schätzung mit robusten Standardfehlern. Statistisch signifikante Koeffizienten sind markiert mit \*\*\*/\*\*/\* für das 1/5/10%-Niveau.

Insgesamt ist festzuhalten, dass die Heterogenitätsanalyse keine größeren Unterschiede zwischen den geschätzten Effekten für Subgruppen liefert. Bezüglich der Effekte auf das Wachstum des Haushaltsnettoeinkommens zeigen sich etwas größere Effekte für Haushalte in Gemeinden mit mindestens 50.000 Einwohnern und für Einpersonenhaushalte. Allerdings ist bei letzterer Gruppe anzumerken, dass der Placebo-Test einer fiktiven Mindestlohneinführung in 2014 signifikante Effekte liefert. Damit ist die Validität der Annahme stabiler Trends für diese Subgruppe fraglich, auch wenn die Schätzwerte ein plausibles Gesamtbild abgeben. In Bezug auf die Ersparnis finden wir kaum signifikante Effekte der Mindestlohnpolitik. Nur für Haushalte in Westdeutschland weisen die Schätzwerte auf einen schwach signifikant positiven Effekt der Mindestlohneinführung auf das Wachstum der Sparwahrscheinlichkeit von etwa 6,4 Prozentpunkten hin.

Zusammenfassend lässt sich festhalten, dass die Schätzungen signifikante positive Effekte der Einführung des Mindestlohns auf das Wachstum des Haushaltsnettoeinkommens von getreateten Haushalten von etwa 4,3 Prozent identifizieren. Ein zusätzlicher Effekt durch die Mindestlohnerhöhung lässt sich statistisch nicht nachweisen. Bezüglich der Ersparnis deuten die Ergebnisse darauf hin, dass die getreateten Haushalte insgesamt nicht von der Mindestlohnpolitik profitieren konnten, wohl aber Haushalte in Westdeutschland. Hier hat die Einführung des Mindestlohns das Wachstum der Ersparniswahrscheinlichkeit um 6,4 Prozent erhöht, wobei der Koeffizient nur schwach signifikant ist.

## 7. Zusammenfassung

Der vorliegende Bericht beschreibt die Entwicklung der Haushaltseinkommen und der Spartätigkeit für Haushalte mit Beschäftigten über die Zeit, die unter die Regelungen des 2015 eingeführten Mindestlohns fallen. Diese Beschreibung erfolgte rein deskriptiv als auch kausalanalytisch unter Verwendung des SOEP. Ferner erfolgte für das Jahr 2013 eine detaillierte Analyse des Konsumverhaltens dieser Gruppe auf Grundlage der Einkommens- und Verbrauchsstichprobe (EVS) des Statistischen Bundesamtes.

Die deskriptive Analyse der Entwicklung von Einkommen und Ersparnis mit dem SOEP zeigt, dass Personen mit niedrigen Stundenlöhnen auch im Schnitt über niedrigere Haushaltseinkommen verfügen. Sie sparen auch weniger häufig und kleinere Beträge. Dabei ist zu beachten, dass es aufgrund einer geänderten Abfrage zum Zeitpunkt der Einführung des Mindestlohns zu einem Bruch in der Zeitreihe kommt. Bei vollständig getreateten Haushalten nimmt der Bruttostundenlohn im Vergleich zu teilweise bzw. nicht getreateten Haushalten nach der Reform stärker zu. Bei Haushaltsnettoeinkommen wird dieser Befund über alle Haushalte hinweg bestätigt. Getrennt nach Haushaltstypen lässt sich ein stärkerer Anstieg des Haushaltsnettoeinkommens nach der Reform bei getreateten Einpersonenhaushalten als auch bei Alleinerziehenden-Haushalten im Vergleich zu nicht getreateten Haushalten beobachten. Für getreatete Haushalte ohne Gutverdiener fällt dieser Anstieg schwächer aus. Bei getreateten Gutverdiener-Haushalten und Haushalten mit mindestens einem Arbeitslosen ist dagegen keine Veränderung des Haushaltsnettoeinkommens nach der Reform zu konstatieren. Im deskriptiven Teil wurde zudem das Einkommensportfolio vor und nach der Reform betrachtet. Hierbei zeigt sich, dass eine leichte Abnahme des Anteils der Bezieher haushaltsbezogener staatlicher Transfers beobachtet werden kann.

Für die deskriptive Analyse des Konsumverhaltens mit der EVS 2013 wurde zunächst der Konsum über Informationen zu den Haushaltsausgaben, güterspezifischen Inventaren und Nutzungsdauern bestimmt. Wie zu erwarten steigt der Konsum mit steigendem Haushaltsnettoeinkommen, allerdings sinkt die Konsumquote mit steigendem Haushaltsnettoeinkommen. Die bivariaten Elastizitäten zwischen Bruttostundenlöhnen, Arbeitszeit, Monatsbruttolohn, Haushaltsnettoeinkommen und Haushaltskonsum lassen erwarten, dass sich höhere Bruttostundenlöhne gerade bei Haushalten im Niedrigstundenlohn- und unteren Einkommensbereich aufgrund ihrer hohen Konsumquote in einem Konsumanstieg niederschlagen. Das zusätzliche Einkommen wird dann vor allem zur Befriedigung von Basisbedürfnissen wie Nahrungsmittel, Wohnen und Energie verwendet. Es ist aber nicht davon auszugehen, dass sich eine Anhebung

des Stundenlohns 1:1 im Konsum niederschlägt, v.a., weil Steuern und Transferenzug dazu führen, dass das Haushaltsnettoeinkommen nicht in dem Maße wie der Monatsbruttolohn steigt.

Da getreatete Haushalte und nicht getreatete Haushalte schon vor der Einführung des Mindestlohns unterschiedliche Trends im Nettohaushaltseinkommen und der Ersparnis aufweisen, schätzen wir die kausalen Effekte des Mindestlohns mittels des sog. Trend-adjusted Differenz-in-Differenzen Ansatzes. Dieser nutzt die Entwicklung der Ergebnisvariablen vor der Einführung des Mindestlohns, um für unterschiedliche Trends in Abwesenheit der Mindestlohnpolitik zu kontrollieren und eine unverzerrte Schätzung der Entwicklung der Ergebnisvariablen in dieser kontrafaktischen Situation zu ermöglichen. Da jedoch Haushalte, in denen alle Mitglieder von der Einführung des Mindestlohns unterhalb der Mindestlohnschwelle verdient haben, eine sehr selektive Gruppe an Haushalten sind, vermag auch dieser Ansatz die kontrafaktische Situation nur für alle getreateten Haushalte gemeinsam abzubilden. Unsere Analysen zeigen aber, dass die gefundenen Effekte für diese Haushalte sehr robust sind. Insgesamt lässt sich festhalten, dass die Schätzungen signifikant positive Effekte der Einführung des Mindestlohns auf das Wachstum des Haushaltsnettoeinkommens von getreateten Haushalten von etwa 4,3 Prozent identifizieren. Ein zusätzlicher Effekt durch die Mindestlohnerhöhung lässt sich statistisch nicht nachweisen. Bezüglich der Ersparnis zeigen die Ergebnisse, dass die getreateten Haushalte insgesamt nicht von der Mindestlohnpolitik profitieren konnten, wohl aber getreatete Haushalte in Westdeutschland. Hier hat die Einführung des Mindestlohns das Wachstum der Ersparniswahrscheinlichkeit um 6,4 Prozent erhöht. Bezüglich des Nettohaushaltseinkommens zeigt unsere Analyse eher kleinere Unterschiede in Effekten zwischen den untersuchten Subgruppen.

Die vorliegenden Daten des SOEP eignen sich insgesamt für die Analyse der kurzfristigen Effekte der Einführung ebenso wie der erstmaligen Anhebung des Mindestlohns in Deutschland auf die Haushaltsnettoeinkommen und Ersparnis. Allerdings ist zu beachten, dass das SOEP nicht für die Evaluation des MiLoG konzipiert wurde. Dies betrifft zum einen die Messung des Stundenlohns, der bislang nicht direkt abgefragt wird und aus den Angaben der Befragten zu Monatslohn und Wochenarbeitszeit konstruiert werden muss. Dies führt zu potenziellen Ungenauigkeiten bei der Messung. Zum anderen ergeben sich aufgrund der zur Verfügung stehenden Fallzahl bei Subgruppenanalysen Limitationen hinsichtlich der Aussagekraft der empirischen Analysen.

Für die vorliegende Untersuchung des privaten Konsums verwendet der Bericht die Einkommens- und Verbrauchsstichprobe (EVS). Allerdings stehen aktuell (November 2019) keine Da-



ten für den Zeitraum nach der Mindestlohneinführung zur Verfügung. Hieraus lässt sich weiterer Forschungsbedarf ableiten: Mit den Daten der EVS aus dem Jahr 2018 wird künftig eine Datenquelle verfügbar sein, mit der der Einfluss des Mindestlohns auf den Konsum von Privathaushalten in Deutschland analysierbar wird.

## Literaturverzeichnis

- Aitken, A., Dolton, P., & Wadsworth, J. (2014): Did the Minimum Wage Change Consumption, Saving and Debt Behaviour?, *Report to the Low Pay Commission*, 112.
- Arpaia, A., Cardoso, P., Kiss, A., Van Herck, K., & Vandeplass, A. (2017): Statutory minimum wages in the EU: Institutional settings and macroeconomic implications, *IZA Policy Paper*, 124.
- Autor, D.H., Katz, L.F., Kearney, M.S. (2008): Trends in U.S. Wage Inequality: Revising the Revisionists, *The Review of Economics and Statistics*, 90(2), 300–323.
- Autor, D.H., Manning, A., Smith, C.L. (2016): The Contribution of the Minimum Wage to US Wage Inequality over Three Decades: A Reassessment, *American Economic Journal: Applied Economics*, 8(1), 58-99.
- Becker, G. (1981). A treatise on the family, Harvard University Press. Cambridge, MA, 30.
- Bell, B, Blundell, R and Van Reenen, John (1999): Getting the unemployed back to work: the role of targeted wage subsidies, *International Tax and Public Finance*, 6(3), 339-360.
- Bertrand, M., Duflo, E., Mullainathan, S. (2003): How Much Should We Trust Differences-In-Differences Estimates?, *The Quarterly Journal of Economics*, 119. 249-275.
- Beste, J., Grabka, M. M., & Göbel, J. (2018): Armut in Deutschland, *AStA Wirtschafts-und Sozialstatistisches Archiv*, 12(1), 27-62.
- Beznoska, M., Mattes, A., Fichtner, F. und K. Pijnenburg. (2015): Ökonomische Dysfunktionalitäten ungleicher Einkommens- und Vermögensverteilungen, *Kurzexpertise Nr. 2 für das Bundesministerium für Arbeit und Soziales*.
- Brewer, M. (2001): Comparing in-work benefits and the reward to work for families with children in the US and the UK, *Fiscal Studies*, 22(1), 41-77.
- Browning, M. (1992): Children and household economic behavior, *Journal of Economic Literature*, 30(3), 1434-1475.
- Bruckmeier, K., Becker, S. (2018): Auswirkung des Mindestlohns auf die Armutsgefährdung und die Lage von erwerbstätigen Arbeitslosengeld II-Bezieherinnen und -Beziehern, *Studie im Auftrag der Mindestlohnkommission*, Nürnberg.
- Bruckmeier, K., Wiemers, J. (2016): Entwicklung der Zahl der Aufstocker nach Einführung des Mindestlohns im Jahr 2015, *Aktuelle Berichte*, 10/2016, Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung, Nürnberg.
- 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.
- Burauel, P., M. Caliendo, M. Grabka, C. Obst, M. Preuss, C. Schröder (2018): Auswirkungen des gesetzlichen Mindestlohns auf die Lohnstruktur, *Studie im Auftrag der Mindestlohnkommission*, Projektvergabe durch die Bundesanstalt für Arbeitsschutz und Arbeitsmedizin (BAuA), Vergabe-Nr. 525549, Abschlussbericht.
- Bellmann, L., Bossler, M., Dummert, S., & Ostmeier, E. (2017): Mindestlohn: Längsschnittstudie für sächsische Betriebe, *IAB-Forschungsbericht*, 7.

- Burauel, P., Caliendo, M., Fedorets, A., Grabka, M. M., Schröder, C., Schupp, J., Wittbrodt, L. (2017): Mindestlohn noch längst nicht für alle – Zur Entlohnung anspruchsberechtigter Erwerbstätiger vor und nach der Mindestlohnreform aus der Perspektive Beschäftigter, *DIW Wochenbericht*, 49/2017, 1109-1123.
- Caliendo, M., Fedorets, A., Preuss, M., Schröder, C., Wittbrodt, L. (2017): The Short-Term Distributional Effects of the German Minimum Wage Reform, *SOEPpapers on Multidisciplinary Panel Data Research*, 948, DIW Berlin, The German Socio-Economic Panel (SOEP) (aktualisierte Fassung mit Vergleich SOEP / VE).
- Caliendo, M., Schröder, C. und L. Wittbrodt. (2019): The Causal Effects of the Minimum Wage Introduction in Germany - An Overview, *German Economic Review*, 20,3, 257-292.
- Card, D. (1992): Do minimum wages reduce employment? A case study of California, 1987-89, *Industrial and Labor Relations Review*, 46(1), 38-54.
- Dickens, R., Manning, A. (2004a): Has the national minimum wage reduced UK wage inequality?, *Journal of the Royal Statistical Society / A*, 167(4), 613-626.
- Dickens, R., Manning, A. (2004b), Spikes and spill-overs. The impact of the national minimum wage on the wage distribution in a low-wage sector, *Economic Journal*, 114(494), 95-101.
- DiNardo, J., Fortin, N.M., Lemieux, T. (1996): Labor Market Institutions and the Distribution of Wages, 1973-1992: A Semiparametric Approach, *Econometrica*, 65, 1001-46.
- Dolton, P., Bondibene, C.R., Stops, M. (2015): Identifying the employment effect of invoking and changing the minimum wage: a spatial analysis of the UK, *Labour Economics*, 37, 54-76.
- Dolton, P., Bondibene, C.R., Wadsworth, J. (2010): The UK national minimum wage in retrospect, *Fiscal Studies*, 31(4), 509-534.
- Dolton, P., Bondibene, C.R., Wadsworth, J. (2012): Employment, inequality and the UK national minimum wage over the medium-term, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 74(1), 78-106.
- Drechsel-Grau, M., Schmid, K.D. (2013): Consumption-Savings Decisions under Upward Looking Comparisons: Evidence from Germany, 2002-2011, *IMK Working Paper*, 118-2013.
- Dube, A. (2017): Minimum Wages and the Distribution of Family Incomes, *IZA Discussion Papers*, 10572.
- Duesenberry, J.S. (1952): *Income, Saving and the Theory of Consumer Behavior*, Cambridge. (Mass.).
- Fedorets, A., Grabka, M., Schröder, C. (2019): Mindestlohn: Nach wie vor erhalten ihn viele anspruchsberechtigte Beschäftigte nicht, *DIW Wochenbericht*, 28, 483-491.
- Goebel, J., Grabka, M.M., Liebig, S., Kroh, M., Richter, D., Schröder, C., Schupp, J. (2019): The German Socio-Economic Panel Study (SOEP), *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik / Journal of Economics and Statistics*, 239(2), 345-360.
- Herzog-Stein, A., Logeay, C., Nüß, P., Stein, U., Zwiener, R. (2018): Positive gesamtwirtschaftliche Effekte des gesetzlichen Mindestlohns-eine ökonometrische Analyse, *IMK Report*, 141.
- Koulovatianos, C., Schröder, C., Schmidt, U. (2009): Nonmarket household time and the cost of children, *Journal of Business & Economic Statistics*, 27(1), 42-51.
- Koulovatianos, C., Schröder, C., Schmidt, U. (2018). Do Demographics Prevent Consumption Aggregates From Reflecting Micro-Level Preferences?, *European Economic Review*, 111, 166-190.

- Lee, D.S. (1999): Wage Inequality in the United States During the 1980s: Rising Dispersion or Falling Minimum Wage? *The Quarterly Journal of Economics*, 114(3), 977-1023.
- Lemieux, T. (2002): Decomposing changes in wage distributions: a unified approach, *Canadian Journal of Economics*, 35(4), 646–688.
- Lesch, H., Schröder, C. (2016): Ein Jahr gesetzlicher Mindestlohn: Ein Faktencheck. *IW-Trends–Vierteljahresschrift zur empirischen Wirtschaftsforschung*, 43(2), 57-73.
- Link, S. (2019): The Price and Employment Response of Firms to the Introduction of Minimum Wages (March 18, 2019). CESifo Working Paper Series, 7575.
- Lechner, M. (2011), The Estimation of Causal Effects by Difference-in-Difference Methods, *Foundations and Trends in Econometrics*, now publishers, 4(3), 165-224.
- Machin, S. (1997): The decline of labour market institutions and the rise in wage inequality in Britain, *European Economic Review*, 41, 647-657.
- Mindestlohnkommission (2016). Erster Bericht zu den Auswirkungen des gesetzlichen Mindestlohns, Bericht der Mindestlohnkommission an die Bundesregierung nach § 9 Abs. 4 Mindestlohngesetz.
- Mindestlohnkommission (2018). Zweiter Bericht zu den Auswirkungen des gesetzlichen Mindestlohns, Bericht der Mindestlohnkommission an die Bundesregierung nach § 9 Abs. 4 Mindestlohngesetz.
- Neumark, D., Schweitzer, M., Wascher, W. (2004): Minimum Wage Effects throughout the Wage Distribution, *The Journal of Human Resources*, 39(2), 425-450.
- Rubin, D. B. (1976): Inference and missing data, *Biometrika*, 63.3, 581-592.
- Sauer, S., & Wojciechowski, P. (2016). Wie reagierten die deutschen Firmen auf die Einführung des Mindestlohns? *ifo Schnelldienst*, 69(07), 62-64.
- Schröder, C., & Nikodinoska, D. (2016). On the emissions–inequality and emissions–welfare trade-offs in energy taxation: Evidence on the German car fuels tax, *Resource and Energy Economics*, 44, 206-233.
- Sierminska, E., Frick, F., Grabka, M. (2010): Examining the gender wealth gap, *Oxford Economic Papers*, 62(4), 669-690.
- Statistisches Bundesamt (2016): Einkommens- und Verbrauchsstichprobe EVS 2013, Qualitätsbericht, Wiesbaden.
- Stewart, M.B. (2012): Wage inequality, minimum wage effects, and spillovers, *Oxford Economic Papers*, 21, 1-19.
- Teulings, C.N. (2003): The Contribution of Minimum Wages to Increasing Wage Inequality, *The Economic Journal*, 113(490), 801-833.
- Vink, G., Frank, L.E., Pannekoek, J. van Buuren, S. (2014): Predictive mean matching imputation of semicontinuous variables, *Statistica Neerlandica*, 68.1, 61-90.
- vom Berge, P., Kaimer, S. u.a. (2016). Arbeitsmarktspiegel. Entwicklungen nach Einführung des Mindestlohns (Ausgabe 1), *IAB-Forschungsbericht*, 1/2016, Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung, Nürnberg.
- Wanger, S., Weber, E. (2016): Effekte des gesetzlichen Mindestlohns auf die Arbeitszeit von Minijobbern, *IAB Aktuelle Berichte*, 23.
- Weber, M. (2016): Der flächendeckende Mindestlohn in Ost-und Westdeutschland: Erwartungen und Wirklichkeit, *ifo Dresden berichtet*, 23(3), 36-40.

## Anhang

### Robustheit der Entwicklung des Haushaltsnettoeinkommens zu Kompositionseffekten bezüglich Arbeitslosigkeit

Außerhalb der Jahre 2014 ist es möglich, dass Haushalte vollständig in Erwerbslosigkeit übergehen. Solche Haushalte verfügen zwar über kein Arbeitsentgelt, aber durchaus über ein Haushaltsnettoeinkommen. Um diesen Kanal näher zu untersuchen bildet Abbildung A1 den Anteil und die Höhe des verfügbaren Haushaltseinkommens über die Zeit ab. Haushalte, die nach Einführung des MiloG vollständig in Arbeitslosigkeit sind, verfügen im Schnitt über ein höheres Haushaltsnettoeinkommen, als solche, die vor 2014 aus dem Arbeitsmarkt aussteigen. Die grüne Linie demonstriert die Entwicklung der Mittelwerte des Haushaltsnettoeinkommens für Haushalte, die vollständig in Arbeitslosigkeit sind. Im Referenzjahr 2014 können aufgrund der Stichprobenkriterien, wie oben beschrieben, keine Haushalte enthalten sein, in denen nicht mindestens eine Person erwerbstätig ist. Da die vollständig arbeitslosen Haushalte zwar ein signifikant kleineres Haushaltsnettoeinkommen zur Verfügung haben, aber die Trendrichtung über die Zeit die gleiche ist, haben diese Haushalte keinen relevanten Einfluss auf die Entwicklung in Abbildung 3.

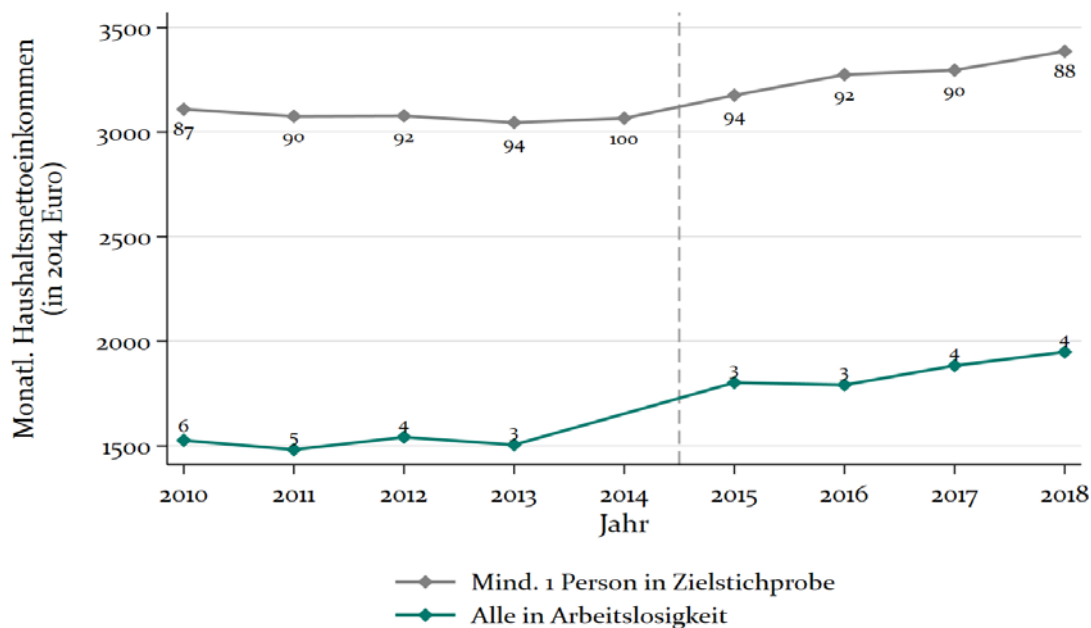


Abbildung A1: Monatliches Nettoeinkommen von Haushalten, in denen alle Erwachsenen arbeitslos sind

Quelle: SOEPv35.beta, gewichtet. Die Zahlen an den Zeitreihen geben die ungewichteten Anteile an der Stichprobe an.

Ein Vergleich zwischen Abbildung 3 und Abbildung A2 zeigt, dass die Verläufe der durchschnittlichen Haushaltsnettoeinkommen in den jeweiligen Treatment-Statusgruppen nicht von Kompositionseffekten in den Haushalten getrieben werden. In Abbildung A2 werden die Haushalte ausgeschlossen, in denen alle Personen in Arbeitslosigkeit sind, oder aus sonstigen Gründen (Altersrente, Elternzeit) vollständig aus dem Arbeitsmarkt ausscheiden.<sup>27</sup> Abgesehen von einem leichten Anstieg der absoluten Einkommen bleiben die Trends identisch.

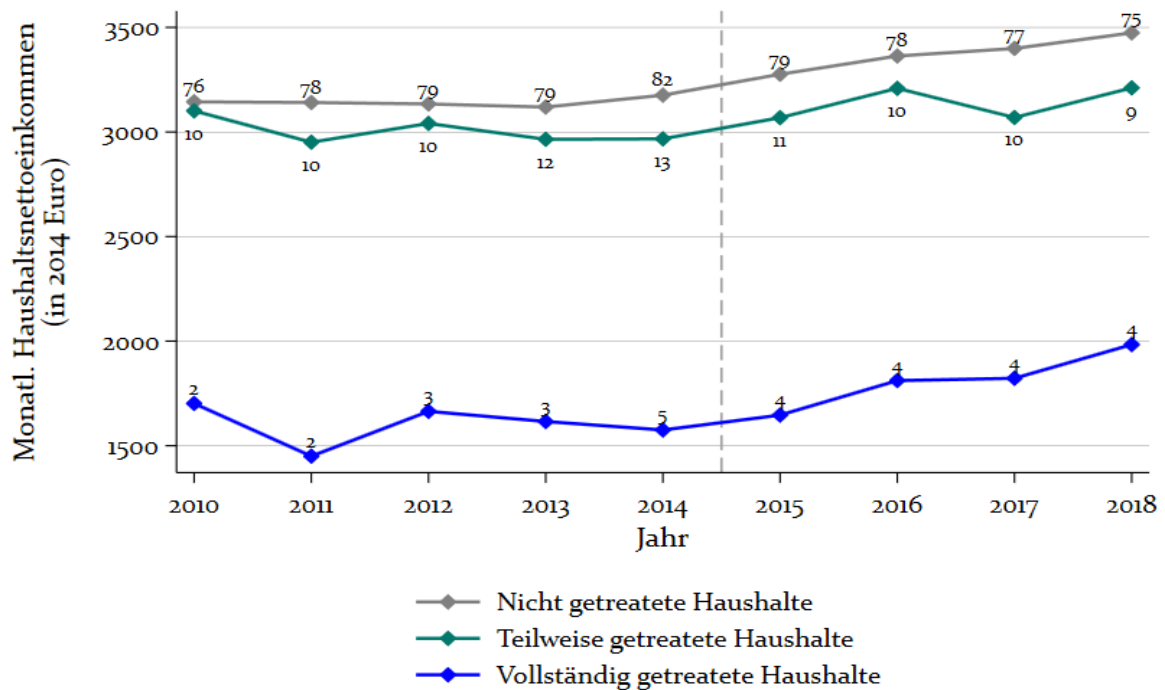


Abbildung A2: Entwicklung des Haushaltsnettoeinkommens nach Treatment-Statusgruppen, ohne Haushalte, in denen keine Erwerbsperson lebt

Quelle: SOEPv35.beta, gewichtet. Die Zahlen an den Zeitreihen geben die ungewichteten Anteile an der Stichprobe an.

<sup>27</sup> Im Referenzjahr 2014 müssen beide Populationen, wie auch zu sehen, identisch sein.

Tabelle A1: Regressionsergebnisse der Elastizitätsschätzungen nach Haushaltstypen

| Abhängige Variable      | Parameter      | Mehrpersonenhaushalt mit Gutverdiener |        | Mehrpersonenhaushalt ohne Gutverdiener |        | Mehrpersonenhaushalt mit einem Arbeitslosen |        | Alleinerziehend |        | Einpersonenhaushalt |        |
|-------------------------|----------------|---------------------------------------|--------|--|--------|---|--------|-----------------|--------|---------------------|--------|
|                         |                | Koeff.                                | P-Wert | Koeff.                                 | P-Wert | Koeff.                                      | P-Wert | Koeff.          | P-Wert | Koeff.              | P-Wert |
| Arbeitsstunden          | Linear         | -0,041                                | 0,00   | 0,2997                                 | 0,12   | 0,0390                                      | 0,20   | 0,1211          | 0,00   | 0,0653              | 0,00   |
|                         | Quadratisch    | 0,0000                                | 0,92   | -0,0130                                | 0,15   | -0,0005                                     | 0,28   | -0,0003         | 0,00   | -0,0001             | 0,00   |
|                         | Konstante      | 39,4099                               | 0,00   | 36,6875                                | 0,00   | 37,7655                                     | 0,00   | 30,6969         | 0,00   | 35,5014             | 0,00   |
|                         | R <sup>2</sup> | 0,01                                  |        | 0,00                                   |        | 0,00  |        | 0,02            |        | 0,01                |        |
| Monatlicher Bruttolohn  | Linear         | 168,16                                | 0,00   | 175,30178                              | 0,00   | 160,1283                                    | 0,00   | 161,0945        | 0,00   | 164,1196            | 0,00   |
|                         | Quadratisch    | -0,1724                               | 0,00   | -0,4297                                | 0,20   | 0,1088                                      | 0,36   | -0,2982         | 0,00   | -0,2142             | 0,00   |
|                         | Konstante      | 57,3919                               | 0,40   | -45,3574                               | 0,09   | 65,8437                                     | 0,21   | -209,1248       | 0,01   | -2,7860             | 0,97   |
|                         | R <sup>2</sup> | 0,84                                  |        | 0,72                                   |        | 0,91  |        | 0,73            |        | 0,79                |        |
| Haushaltsnettoeinkommen | Linear         | 1,1358                                | 0,00   | 0,3595                                 | 0,04   | 1,1194                                      | 0,00   | 0,6513          | 0,00   | 0,4739              | 0,00   |
|                         | Quadratisch    | -0,0000                               | 0,00   | 0,0001                                 | 0,01   | -0,0000                                     | 0,00   | 0,0000          | 0,61   | 0,0000              | 0,00   |
|                         | Konstante      | 1235,3309                             | 0,00   | 1914,2803                              | 0,00   | 1120,1382                                   | 0,00   | 1343,9498       | 0,00   | 787,4173            | 0,00   |
|                         | R <sup>2</sup> | 0,43                                  |        | 0,17                                   |        | 0,56  |        | 0,74            |        | 0,54                |        |
| Haushaltskonsum         | Linear         | 0,7041                                | 0,00   | 0,8164                                 | 0,00   | 0,7468                                      | 0,00   | 0,8729          | 0,00   | 0,7608              | 0,00   |
|                         | Quadratisch    | -0,0000                               | 0,00   | -0,0000                                | 0,00   | -0,0000                                     | 0,00   | -0,0000         | 0,00   | -0,0000             | 0,00   |
|                         | Konstante      | 1214,8785                             | 0,00   | 911,9939                               | 0,00   | 1033,0876                                   | 0,00   | 768,7445        | 0,00   | 749,9470            | 0,00   |
|                         | R <sup>2</sup> | 0,36                                  |        | 0,38                                   |        | 0,50  |        | 0,51            |        | 0,39                |        |

Quelle: EVS2013, eigene Berechnungen.

## Regressionsmodell der Engelkurven

Das Schätzmodell erklärt die Konsumquote  $s_{ij}$  eines Haushalts  $i$  in einer Konsumkategorie  $j = 1, \dots, J$  am Gesamt Konsum  $K_i$  – je nach Spezifikation – über ein Polynom ersten oder zweiten Grades des Haushaltsnettoeinkommens,  $Y_i$ . Zusätzlich ist es nach demografisch skaliert. Im Modell drückt sich dies durch den Vektor der Haushalts-Dummy-Variablen  $D_i$  aus. Die Schätzgleichung für die Konsumquoten nach Verwendungen in linearer bzw. quadratischer Form lautet:

$$\text{Linear: } s_{ij} = \alpha_j + \theta_j D_i + (\beta_j + \lambda_j D_i) \times Y_i + \varepsilon_{ij} \quad (1a)$$

$$\text{Quadratisch: } s_{ij} = \alpha_j + \theta_j D_i + (\beta_j + \lambda_j D_i) \times Y_i + (\gamma_j + \xi_j D_i) \times Y_i^2 + \varepsilon_{ij} \quad (1b)$$

Da sich die Summe aller Konsumquoten per definitionem auf 100 Prozent addiert, muss die sogenannte *Adding Up* Restriktion in einer zusätzlichen Gleichung berücksichtigt werden:

$$s_{ij} = 1 - \sum_{j=1}^{J-1} \hat{s}_{ij} \quad (2)$$

Daher erfolgt eine Schätzung des Modells unter Ausschluss einer Konsumkategorie. Im konkreten Fall mit zwölf EVS-Konsumbereichen wird das Gleichungssystem mittels einer non linear seemingly unrelated regression (SUR) mit 11 Konsumkategorien geschätzt. Die einzelnen Regressionsgleichungen des Modells sind dabei „scheinbar nicht miteinander verbunden“ (seemingly unrelated). Ihre Fehlerterme sind per Annahme miteinander verbunden. Die Schätzergebnisse für das Modell in linearer und quadratischer Form finden sich in den Abbildungen A3 und A4.



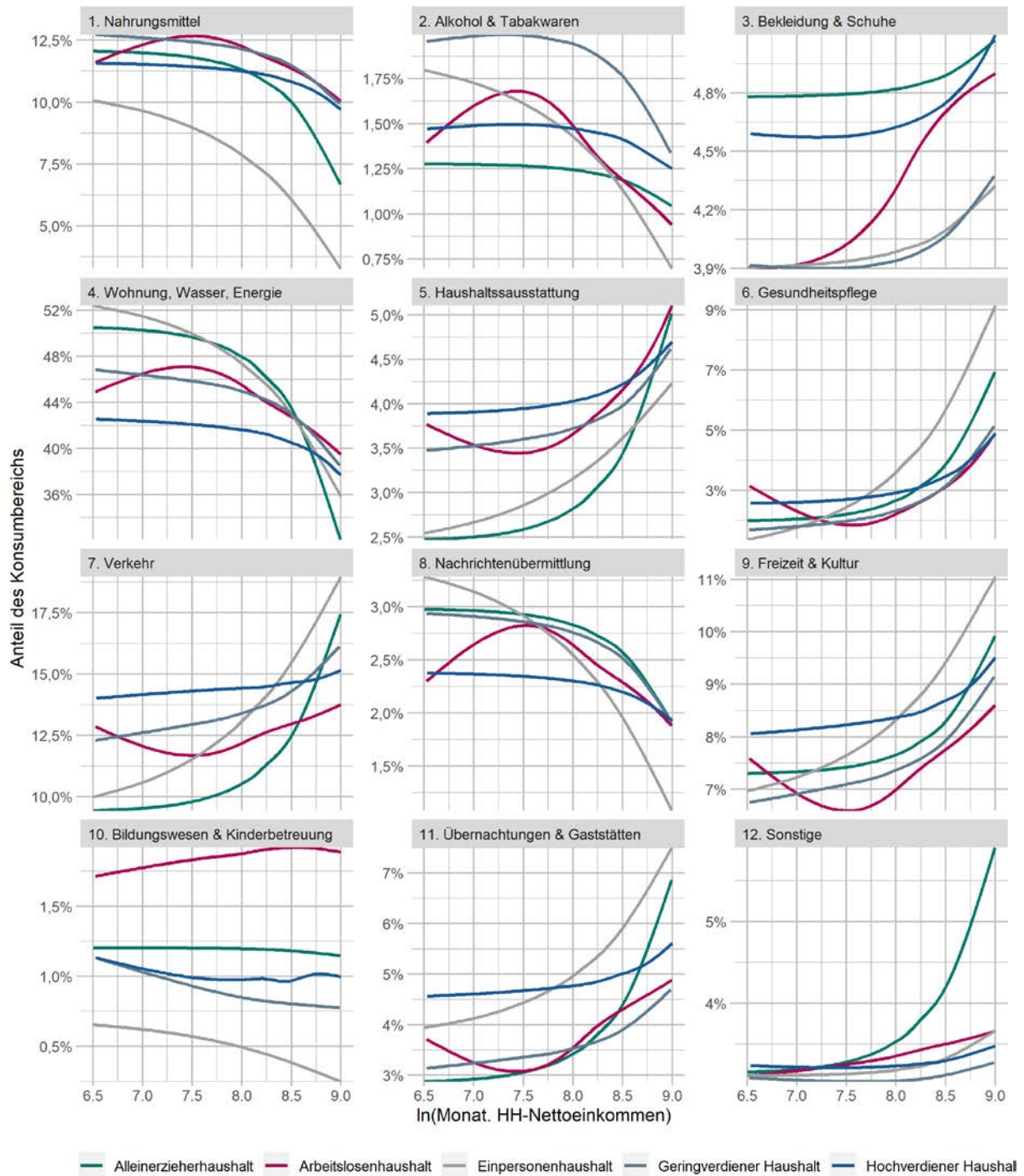


Abbildung A3: Lineares Modell der Engelkurven der zwölf Konsumbereiche

Quelle: EVS 2013, N = 26.733, ungewichtet, Berücksichtigung langlebiger Konsumgüter, eigene Berechnungen.

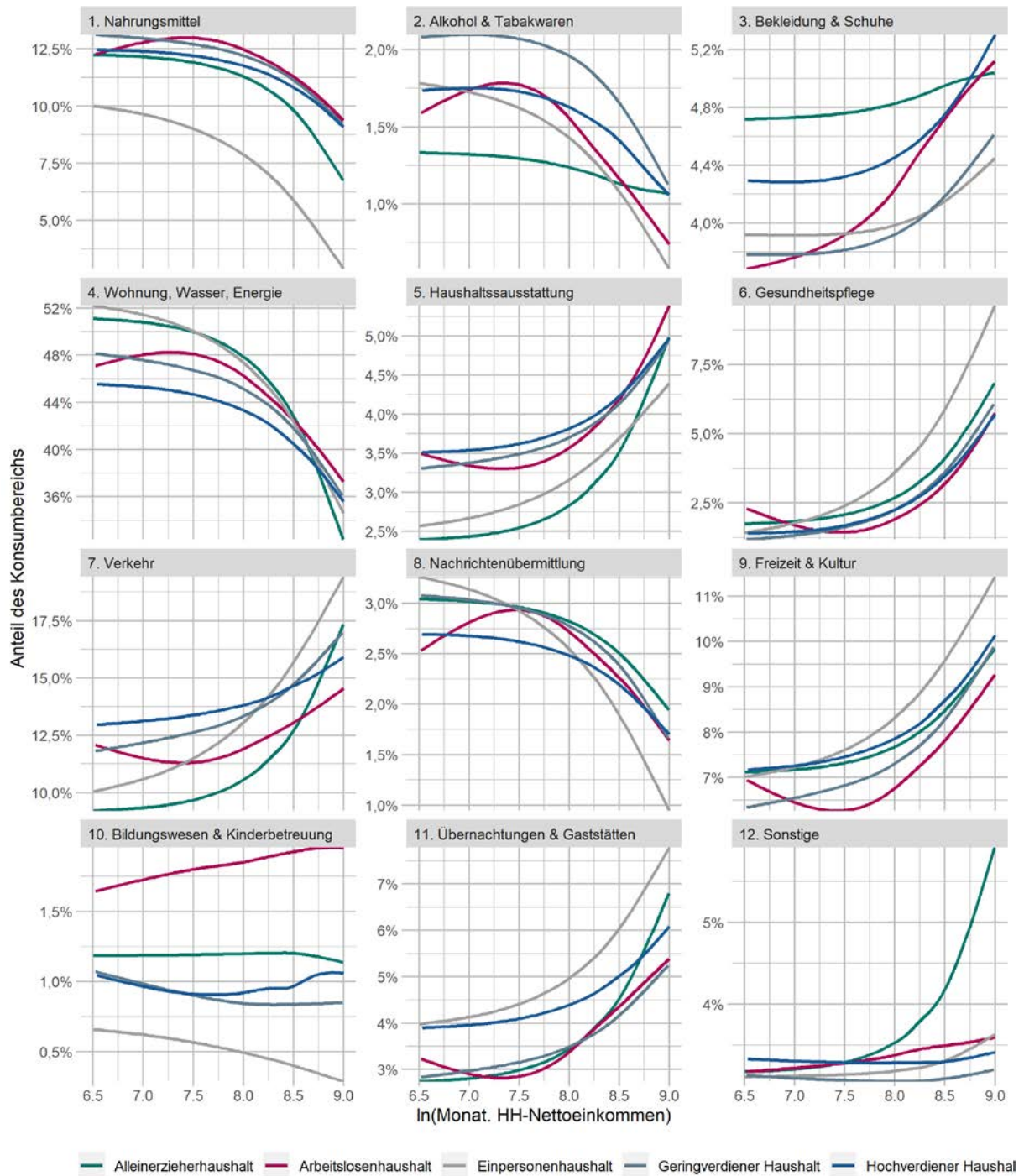


Abbildung A4: Quadratisches Modell der Engelkurven der zwölf Konsumbereiche

Quelle: EVS 2013,  $N = 26.733$ , ungewichtet, Berücksichtigung langlebiger Konsumgüter, eigene Berechnungen.

Tabelle A2: Einfache DiD Schätzergebnisse auf Basis der binären Treatment Definition

|                   | (1)<br>Netto HH-Einkom-<br>men | (2)<br>Log(Netto HH-Einkom-<br>men) | (3)<br>I(Ersparnis>0) |
|-------------------|--------------------------------|-------------------------------------|-----------------------|
| DiD(2014)         | -58,39**<br>(24,49)            | -0,0125<br>(0,00864)                | -0,00170<br>(0,0159)  |
| DiD(2016)         | -47,89<br>(31,22)              | 0,00698<br>(0,0105)                 | 0,00674<br>(0,0181)   |
| DiD(2018)         | -58,28<br>(36,05)              | 0,0127<br>(0,0118)                  | 0,0185<br>(0,0197)    |
| Spezifikation:    |                                |                                     |                       |
| Jahresdummies     | ✓                              | ✓                                   | ✓                     |
| HH Fixed-Effekte  | ✓                              | ✓                                   | ✓                     |
| Kontrollvariablen | ✓                              | ✓                                   | ✓                     |
| Beobachtungen     | 30.205                         | 30.205                              | 30.205                |
| Within R-Quadrat  | 0,189                          | 0,248                               | 0,011                 |
| Anzahl Haushalte  | 9.463                          | 9.463                               | 9.463                 |

Quelle: SOEPv35.beta. Die Tabelle zeigt DiD Regressionskoeffizienten auf Basis einer ungewichteten Fixed-Effects Schätzung mit robusten Standardfehlern (in Klammern). Statistisch signifikante Koeffizienten sind markiert mit \*\*\*/\*\*/\* für das 1/5/10%-Niveau.

Tabelle A3: Vollständige TA-DiD Schätzergebnisse auf Basis der binären Treatment Definition

|                               | (1)<br>Netto HH-Einkommen | (2)<br>Log(Netto HH-Einkommen) | (3)<br>I(Ersparnis>0)  |
|-------------------------------|---------------------------|--------------------------------|------------------------|
| Getreatet                     | -46,95<br>(120,1)         | -0,0197<br>(0,0376)            | -0,0909<br>(0,0570)    |
| 2014                          | 70,71***<br>(21,74)       | 0,0145**<br>(0,00646)          | 0,000120<br>(0,0116)   |
| 2016                          | 27,19<br>(23,60)          | -0,00895<br>(0,00704)          | -0,0249**<br>(0,0120)  |
| 2018                          | -33,15<br>(28,86)         | -0,0254***<br>(0,00875)        | -0,00899<br>(0,0141)   |
| TA-DiD(2014)                  | -8,251<br>(47,77)         | 0,00103<br>(0,0159)            | 0,0108<br>(0,0304)     |
| TA-DiD(2016)                  | 92,21*<br>(50,06)         | 0,0434***<br>(0,0163)          | 0,0356<br>(0,0292)     |
| TA-DiD(2018)                  | 72,94<br>(50,88)          | 0,0223<br>(0,0167)             | 0,0297<br>(0,0297)     |
| Anzahl Kinder                 | 42,87<br>(29,66)          | 0,0129<br>(0,00855)            | -0,0228<br>(0,0160)    |
| Anzahl Erwachsener            | 136,6***<br>(38,00)       | 0,0397***<br>(0,0113)          | -0,0208<br>(0,0172)    |
| Durchschnittsalter            | -6,625*<br>(3,749)        | -0,00194*<br>(0,00118)         | -0,00309*<br>(0,00182) |
| Anteil mit deutschem Pass     | 85,46<br>(132,6)          | 0,0168<br>(0,0422)             | 0,0392<br>(0,0762)     |
| Frauenanteil                  | 16,38<br>(72,40)          | 0,00588<br>(0,0222)            | -0,0477<br>(0,0364)    |
| Anteil mit tertiärer Bildung  | 147,7<br>(109,1)          | 0,0643*<br>(0,0348)            | -0,00659<br>(0,0544)   |
| Anteil mit sekundärer Bildung | 36,98<br>(80,38)          | 0,0195<br>(0,0265)             | 0,00995<br>(0,0372)    |
| Ostdeutschland                | -198,4<br>(160,6)         | -0,0912<br>(0,0644)            | -0,120<br>(0,0976)     |
| Haushaltstyp (ref. Single-HH) |                           |                                |                        |
| Alleinerziehend               | 5,290<br>(65,75)          | 0,0324<br>(0,0222)             | 0,0248<br>(0,0347)     |
| Paar-Haushalt                 | 1.005***<br>(63,16)       | 0,378***<br>(0,0212)           | 0,0709**<br>(0,0290)   |
| Paar-Haushalt mit Kindern     | 961,9***<br>(69,15)       | 0,342***<br>(0,0222)           | 0,0655**<br>(0,0328)   |
| Sonstiger Haushalt            | 883,9***<br>(149,6)       | 0,334***<br>(0,0487)           | 0,0111<br>(0,0701)     |

Fortsetzung Tabelle A3 auf der nächsten Seite

## Fortsetzung Tabelle A3

|   | (1)<br>Netto HH-Einkom-<br>men | (2)<br>Log(Netto HH-Einkom-<br>men) | (3)<br>I(Erspar-<br>nis>0) |
|---|--------------------------------|-------------------------------------|----------------------------|
| Mind. 5.000,<br>weniger als 20.000 Einwohner      | -60,28<br>(105,6)              | -0,0204<br>(0,0360)                 | -0,0721<br>(0,0662)        |
| Mind. 20.000,<br>weniger als 50.000 Einwohner     | -80,19<br>(116,5)              | -0,0284<br>(0,0396)                 | -0,0655<br>(0,0692)        |
| Mind. 50.000,<br>weniger als 100.000 Einwohner    | 23,55<br>(133,5)               | 0,00828<br>(0,0462)                 | 0,0391<br>(0,0771)         |
| Mind. 500.000,<br>weniger als 1.000.000 Einwohner | 44,16<br>(127,8)               | 0,0293<br>(0,0440)                  | -0,126<br>(0,0774)         |
| Mind. als 1.000.000 Einwohner                     | 104,5<br>(135,8)               | 0,0470<br>(0,0450)                  | -0,0710<br>(0,0760)        |
| Anteil mit geringfügiger Beschäfti-<br>gung       | -285,8***<br>(53,60)           | -0,107***<br>(0,0174)               | -0,0573*<br>(0,0320)       |
| Anteil an Jobwechslern                            | 188,9***<br>(30,49)            | 0,0673***<br>(0,0103)               | -0,00622<br>(0,0184)       |
| Anteil an Beschäftigten im<br>öffentlichen Dienst | 389,7***<br>(118,0)            | 0,105***<br>(0,0338)                | 0,0679<br>(0,0467)         |
| Konstante   | -714,1***<br>(271,4)           | -0,249***<br>(0,0875)               | 0,246*<br>(0,144)          |
| Beobachtungen                                     | 26.014                         | 26.014                              | 26.014                     |
| Within R-Quadrat                                  | 0,046                          | 0,063                               | 0,003                      |
| Anzahl Haushalte                                  | 8.734                          | 8.734                               | 8.734                      |

Quelle: SOEPv35.beta. Die Tabelle zeigt TA-DiD Regressionskoeffizienten auf Basis einer ungewichteten Fixed-Effects Schätzung mit robusten Standardfehlern (in Klammern). Statistisch signifikante Koeffizienten sind markiert mit \*\*\*/\*\*/\* für das 1/5/10%-Niveau.