

KIELER BEITRÄGE ZUR WIRTSCHAFTSPOLITIK

**Der Einfluss der
Lohnspreizung und der
Haushaltszusammensetzung
auf die Lohnsteuer-
einnahmen**



Nr. 25 März 2020

*Jens Boysen-Hogrefe (IfW), Marcell Göttert (ifo),
Philipp Jäger (RWI) und Robin Jessen (RWI)*

Bibliografische Information der Deutschen Nationalbibliothek

Die Deutsche Nationalbibliothek verzeichnet diese Publikation in der Deutschen Nationalbibliografie; detaillierte bibliografische Daten sind im Internet über <http://dnb.d-nb.de> abrufbar.

ISBN 978-3-89456-340-0

ISSN 2567-6474

© Institut für Weltwirtschaft an der Universität Kiel 2020

Alle Rechte vorbehalten. Ohne ausdrückliche Genehmigung des Verlages ist es auch nicht gestattet, das Werk oder Teile daraus in irgendeiner Form (Fotokopie, Mikrofilm oder einem anderen Verfahren) zu vervielfältigen oder unter Verwendung elektronischer Systeme zu verarbeiten oder zu verbreiten.

Herausgeber:

Institut für Weltwirtschaft (IfW)
Kiellinie 66, D-24105 Kiel
T +49 431 8814-1
F +49 431 8814-500

Schriftleitung:

Dr. Klaus Schrader

Redaktion:

Ilse Büxenstein-Gaspar, M.A.
Margitta Führmann

Das Institut für Weltwirtschaft ist eine rechtlich selbständige Stiftung des öffentlichen Rechts des Landes Schleswig-Holstein

Umsatzsteuer ID:

DE 251899169

Das Institut wird vertreten durch:

Prof. Gabriel Felbermayr, Ph.D. (Präsident)

Zuständige Aufsichtsbehörde:

Ministerium für Bildung, Wissenschaft und Kultur des Landes Schleswig-Holstein

Bilder/Fotos:

Cover: © Dan Race

<https://www.ifw-kiel.de/de/>

Überblick

- Bei der Ableitung der Lohnsteuereinnahmen für das Folgejahr aus makroökonomischen Größen kommt es immer wieder zu merklichen Abweichungen, die im Zusammenhang mit bedeutenden Änderungen im Steuerrecht und deren Quantifizierung besonders ausgeprägt sein können.
- Von diesen deutlichen Abweichungen abgesehen wird die Lohnsteuer durch die Ableitung aus makroökonomischen Größen in der Tendenz unterschätzt.
- Heterogenes Lohnwachstum erklärt nur einen geringen Teil der auf Basis des SOEP berechneten Ableitungsdifferenz. Selbst in den Jahren 2015–2016, in denen die Lohnungleichheit im SOEP stark steigt, erklärt das heterogene Lohnwachstum nur 34% der Ableitungsdifferenz.
- Der Anteil der Lohnsteuerzahler in Lohnsteuerklasse III ist ausweislich einer Sonderauswertung der Lohnsteuerstatistik in den Jahren 2007–2014 sukzessive gesunken, während der Anteil der Lohnsteuerzahler in Lohnsteuerklasse I gestiegen ist.
- Aggregierte Fortschreibungen auf Basis der Lohnsteuerstatistik legen nahe, dass Veränderungen in der Haushaltszusammensetzung bzw. in der Besetzung der Lohnsteuerklassen eine Unterschätzung der Lohnsteuereinnahmen anhand der Fortschreibung mit makroökonomischen Größen hervorgerufen haben dürfte.

Schlüsselwörter: Steuerschätzung, Deutschland, Steuern, Mikrosimulation, Demografie

Core Results

- Larger errors in forecasting wage tax revenues are accompanied by exceptional changes in the tax code.
- Beyond these exceptional episodes, the results of this wage tax projection are quite accurate. However, a tendency exists to underestimate the actual amount of revenue.
- Heterogeneous wage growth explains just a small share of the difference between realization and estimation of the wage tax based on the SOEP. Even in the years 2015–2016, where a substantial increase in wage inequality is observed in the SOEP, heterogeneous wage growth accounts for only 34% of this difference.
- In the years 2004, 2007, 2010, 2012, 2013 and 2014, the occupation of wage tax class III (married) has fallen continuously and that of wage tax class I (single) has increased.
- This change in the occupation of tax classes can explain the tendency to underestimate revenues.

Keywords: Tax Forecasting, Germany, Taxes, Microsimulation, Demographics

Inhaltsverzeichnis

| | |
|---|----|
| Summary..... | 9 |
| 1 Einleitung..... | 12 |
| 2 Ableitungsdifferenzen | 14 |
| 2.1 Definition der Ableitungsdifferenzen | 14 |
| 2.2 Mögliche Ursachen der Ableitungsdifferenzen | 14 |
| 2.2.1 Beispiel: Lohnspreizung | 15 |
| 2.2.2 Beispiel: Lohnsteuerklassen | 15 |
| 2.3 Berechnung der Ableitungsdifferenzen..... | 16 |
| 2.4 Vergleich zwischen finalen Daten und Echtzeitdaten | 18 |
| 2.5 Alternatives Ableitungsschema: Lohnsteuer auf Pensionen | 19 |
| 2.6 Fortschreibung der Ableitungsdifferenz..... | 21 |
| 2.7 Zwischenfazit..... | 22 |
| 3 Deskriptive Auswertung des SOEP..... | 22 |
| 3.1 Beschreibung des SOEP | 22 |
| 3.2 Vergleich der Daten des SOEP mit der amtlichen Statistik | 23 |
| 3.3 Entwicklung der Ungleichheit nach Marktarbeitseinkommen 2005–2016 | 26 |
| 3.3.1 Beschreibung der verwendeten Ungleichheitsmaße | 26 |
| 3.3.2 Analyse der Ungleichheit der Marktarbeitseinkommen im SOEP 2005–2016 | 27 |
| 3.4 Entwicklung der Dezile der Marktarbeitseinkommen im SOEP 2005–2016..... | 29 |
| 3.5 Deskriptive Auswertung des SOEP (ohne Minilöhne)..... | 30 |
| 3.5.1 Vergleich der Daten des SOEP mit denen des AKS..... | 31 |
| 3.5.2 Analyse der Ungleichheit (ohne Minilöhne)..... | 33 |
| 3.5.3 Entwicklung der Dezile der Marktarbeitseinkommen im SOEP (ohne Minilöhne)..... | 34 |
| 3.6 Entwicklung von Haushaltsgröße und -zusammensetzung | 35 |
| 4 Lohnsteuersimulation auf Basis des SOEP | 40 |
| 4.1 Simulation des Lohnsteueraufkommens auf Dezilebene | 40 |
| 4.1.1 Simulation bei tatsächlichem durchschnittlichen Lohnwachstum der Dezile | 40 |
| 4.1.2 Simulation bei unterstelltem gleichen Lohnwachstum über alle Dezile | 42 |
| 4.2 Simulation des Lohnsteueraufkommens mittels detaillierter Mikrosimulation | 45 |
| 4.2.1 Simulation des Lohnsteueraufkommens mittels Mikrosimulation..... | 45 |
| 4.2.2 Nachbildung der Ableitungsdifferenz | 46 |
| 4.2.3 Berücksichtigung des heterogenen Lohnwachstums..... | 48 |
| 4.2.4 Balanciertes Panel..... | 50 |
| 4.2.5 Unterstellung von Steuerklasse IV mit Faktor | 51 |
| 4.2.6 Zwischenfazit | 51 |
| 5 Deskriptive Auswertung der Lohnsteuerstatistik..... | 52 |
| 5.1 Datensatzbeschreibung..... | 52 |
| 5.2 Relative Besetzung der Lohnsteuerklassen | 53 |
| 5.3 Entwicklung der Lohnspreizung | 55 |
| 5.4 Gemeinsame Verteilung nach Lohnsteuerklassen und Lohnquintilen | 57 |
| 5.5 Zwischenfazit..... | 58 |
| 6 Lohnsteuersimulation auf Basis der Lohnsteuerstatistik | 59 |
| 6.1 Das Lohnsteuersimulationsmodell | 59 |
| 6.2 Die Fortschreibungsverfahren..... | 61 |

| | | |
|-----|---|----|
| 6.3 | Ergebnisse | 61 |
| 7 | Fazit | 63 |
| 8 | Ausblick: Projektion der Ableitungsdifferenz..... | 63 |
| 8.1 | Relative Häufigkeit von Ehen..... | 64 |
| | Literatur | 67 |

Abbildungsverzeichnis

| | | |
|------------------------|--|----|
| <i>Abbildung 2.1:</i> | Berechnungsschema der Ableitungsdifferenzen..... | 17 |
| <i>Abbildung 2.2:</i> | Ableitungsdifferenzen und der Swing der quantifizierten Rechtsänderungen 2004–2018 | 18 |
| <i>Abbildung 2.3:</i> | Ableitungsdifferenzen in Echtzeit und mit finalen Daten 2006–2017..... | 18 |
| <i>Abbildung 2.4:</i> | Anteil der Lohnsteuer auf Pensionen am Bruttoaufkommen 2004–2018 (in Prozent)..... | 20 |
| <i>Abbildung 2.5:</i> | Ableitungsdifferenzen verschiedener Ableitungsschemata | 20 |
| <i>Abbildung 2.6:</i> | Ableitungsdifferenzen verschiedener Fortschreibungshorizonte 2006–2018 | 21 |
| <i>Abbildung 3.1:</i> | Vergleich der Arbeitnehmer in SOEP und amtlicher Statistik 2005–2016..... | 24 |
| <i>Abbildung 3.2:</i> | Vergleich der Bruttolohn- und Gehaltssumme in SOEP und amtlicher Statistik 2005–2016 | 24 |
| <i>Abbildung 3.3:</i> | Vergleich der Bruttolohn- und Gehaltssumme je Arbeitnehmer in SOEP und amtlicher Statistik 2005–2016 | 25 |
| <i>Abbildung 3.4:</i> | Entwicklung des Gini- und des Variationskoeffizienten im SOEP 2005–2016 | 28 |
| <i>Abbildung 3.5:</i> | Entwicklung der Perzentilverhältnisse im SOEP 2005–2016 | 29 |
| <i>Abbildung 3.6:</i> | Entwicklung des Wachstums des durchschnittlichen Arbeitseinkommens im ersten, fünften und zehnten Dezil des SOEP 2005–2016..... | 30 |
| <i>Abbildung 3.7:</i> | Vergleich der Arbeitnehmer nach Datengrundlage von SOEP und AKS 2005– 2016 | 31 |
| <i>Abbildung 3.8:</i> | Vergleich der Bruttolohn- und Gehaltssumme nach Datengrundlage von SOEP und AKS 2005–2016 | 32 |
| <i>Abbildung 3.9:</i> | Vergleich der Bruttolohn- und Gehaltssumme je Arbeitnehmer nach Datengrundlage von SOEP und AKS 2005–2016 | 32 |
| <i>Abbildung 3.10:</i> | Entwicklung des Gini- und des Variationskoeffizienten im SOEP 2005–2016 | 33 |
| <i>Abbildung 3.11:</i> | Entwicklung der Perzentilverhältnisse im SOEP 2005–2016 | 34 |
| <i>Abbildung 3.12:</i> | Entwicklung des Wachstums des durchschnittlichen Arbeitseinkommens im ersten, fünften und zehnten Dezil des SOEP 2005–2016..... | 35 |
| <i>Abbildung 3.13:</i> | Durchschnittliche Personenzahl eines Haushaltes im SOEP 1983–2016..... | 36 |
| <i>Abbildung 3.14:</i> | Relative Anzahl von Ein- und Mehrpersonenhaushalten im SOEP 1983–2016..... | 37 |
| <i>Abbildung 3.15:</i> | Relative Arbeitsmarktbeteiligung von Frauen im SOEP 1983–2016..... | 37 |
| <i>Abbildung 3.16:</i> | Entwicklung des Durchschnittslohns von verheirateten Erst- und Zweitverdienern 2005–2015 | 38 |
| <i>Abbildung 3.17:</i> | Durchschnittlicher Lohn von Zweitverdienern relativ zu Erstverdienern 2005– 2015 | 39 |
| <i>Abbildung 4.1:</i> | Simuliertes und tatsächliches Lohnsteueraufkommen 2005–2016 | 41 |
| <i>Abbildung 4.2:</i> | Schätzabweichung des simulierten Aufkommens und Ableitungsdifferenz des AKS 2005–2016 | 41 |
| <i>Abbildung 4.3:</i> | Veränderung der Schätzabweichung des simulierten Steueraufkommens und der Ableitungsdifferenz des AKS 2005–2016 | 42 |
| <i>Abbildung 4.4:</i> | Simuliertes und tatsächliches Lohnsteueraufkommen 2005–2016 | 43 |
| <i>Abbildung 4.5:</i> | Schätzabweichung des simulierten Aufkommens und Ableitungsdifferenz des AKS 2005–2016 | 43 |
| <i>Abbildung 4.6:</i> | Veränderung der Schätzabweichung des simulierten Steueraufkommens und der Ableitungsdifferenz des AKS 2005–2016 | 44 |

| | | |
|-----------------------|---|----|
| <i>Abbildung 4.7:</i> | Vergleich der Ableitungsdifferenzen der beiden Simulationsvarianten 2005–2016 | 44 |
| <i>Abbildung 4.8:</i> | Vergleich der Veränderungsraten der Ableitungsdifferenzen der beiden Simulationsvarianten 2005–2016 | 45 |
| <i>Abbildung 5.1:</i> | Relative Häufigkeit der Lohnsteuerklasse III 2007–2014 | 54 |
| <i>Abbildung 5.2:</i> | Ungleichheitsmaße I der Bruttolohnverteilung 2007–2014..... | 56 |
| <i>Abbildung 8.1:</i> | Anteil verheirateter und alleinstehender Personen an der Gesamtbevölkerung 1996–2016 | 64 |
| <i>Abbildung 8.2:</i> | Anteil verheirateter Personen in Haushalten ohne Kinder an allen verheirateten Personen 1996–2016 | 65 |
| <i>Abbildung 8.3:</i> | Zahl der Privathaushalte und durchschnittliche Haushaltsgröße in Deutschland 1991–2035 | 66 |

Tabellenverzeichnis

| | | |
|---------------------|--|----|
| <i>Tabelle 2.1:</i> | Deskriptive Statistik zu den Ableitungsdifferenzen 2004–2018..... | 17 |
| <i>Tabelle 2.2:</i> | Deskriptive Statistik zu den Echtzeit-Ableitungsdifferenzen 2006–2018..... | 19 |
| <i>Tabelle 2.3:</i> | Deskriptive Statistik zu den Echtzeit-Ableitungsdifferenzen 2011–2017 | 19 |
| <i>Tabelle 2.4:</i> | Ableitungsdifferenzen verschiedener Fortschreibungshorizonte 2006–2018 | 21 |
| <i>Tabelle 3.1:</i> | Vergleich der durchschnittlichen Entwicklung der makroökonomischen Größen in SOEP und amtlicher Statistik 2005–2016 (Arbeitnehmer in Millionen, BLG in Mrd Euro, BLG/AN in Euro pro Arbeitnehmer) | 25 |
| <i>Tabelle 3.2:</i> | Vergleich der durchschnittlichen Wachstumsraten der makroökonomischen Größen in SOEP und amtlicher Statistik 2005–2016 (in Prozent, Differenz in Prozentpunkten) | 25 |
| <i>Tabelle 3.3:</i> | Wachstum des durchschnittlichen Arbeitseinkommens der Dezile im SOEP 2005–2016 (in Prozent) | 30 |
| <i>Tabelle 3.4:</i> | Vergleich der durchschnittlichen Entwicklung der makroökonomischen Größen nach Datengrundlage von SOEP und AKS 2005–2016 (Arbeitnehmer in Millionen, BLG in Mrd Euro, BLG/AN in Euro pro Arbeitnehmer) | 33 |
| <i>Tabelle 3.5:</i> | Vergleich der durchschnittlichen Wachstumsraten der makroökonomischen Größen nach Datengrundlage von SOEP und AKS 2005–2016 (in Prozent, Differenz in Prozentpunkten)..... | 33 |
| <i>Tabelle 3.6:</i> | Wachstum des durchschnittlichen Arbeitseinkommens der Dezile im SOEP 2005–2016 (in Prozent) | 35 |
| <i>Tabelle 3.7:</i> | Löhne von Erst- und Zweitverdienern 2005–2016..... | 39 |
| <i>Tabelle 4.1:</i> | Lohnsteuerableitung auf Basis des SOEP 2015–2016 | 47 |
| <i>Tabelle 4.2:</i> | Vergleich VGR und SOEP – Weitere Kennzahlen 2015–2016..... | 48 |
| <i>Tabelle 4.3:</i> | Lohnsteuerableitung unter Berücksichtigung des heterogenen Lohnwachstums 2015–2016 | 49 |
| <i>Tabelle 4.4:</i> | Lohnsteuerableitung unter Verwendung eines balancierten Panels 2015–2016 | 50 |
| <i>Tabelle 4.5:</i> | Lohnsteuerableitung unter Annahme von Steuerklasse IV mit Faktor für Ehepaare 2015–2016..... | 51 |
| <i>Tabelle 5.1:</i> | Relative Besetzung der Lohnsteuerklassen 2007–2014..... | 54 |
| <i>Tabelle 5.2:</i> | Ungleichheitsmaße I der Bruttolohnverteilung 2007–2014..... | 55 |
| <i>Tabelle 5.3:</i> | Ungleichheitsmaße II der Bruttolohnverteilung 2007–2014..... | 56 |
| <i>Tabelle 5.4:</i> | Gemeinsame Verteilung der Lohnsteuerklassen und Lohnquintile 2007–2014 (in Prozent)..... | 58 |
| <i>Tabelle 6.1:</i> | Vergleich VGR und Lohnsteuerstatistik 2012–2014..... | 60 |
| <i>Tabelle 6.2:</i> | Simulationsergebnisse 2012–2014 | 62 |
| <i>Tabelle 8.1:</i> | Vergleich zwischen Lohnsteuerstatistik und Mikrozensus 2007–2014..... | 65 |

DER EINFLUSS DER LOHNSPREIZUNG UND DER HAUSHALTSZUSAMMENSETZUNG AUF DIE LOHNSTEUEREINNAHMEN^{*}

Jens Boysen-Hogrefe (IfW), Marcell Götttert (ifo), Philipp Jäger (RWI) und
Robin Jessen (RWI)

Summary

The derivation of the wage tax in the context of the tax projection is based on the forecasts for employment and per capita wages according to the System of National Accounts (SNA). Although the results of this wage tax projection are quite accurate, there have been recurrent deviations in recent years and a tendency to underestimate the actual amount of revenue. Causes for these differentials can be manifold. The main focus of the analysis, which is based on micro data from the Socio-Economic Panel (SOEP) and a special evaluation of wage tax statistics, is on the effects of changes in the distribution of wages and the relative occupation of wage tax classes or changes in societal and demographic structures. Because of the progressive tax rate, changes in the relative distribution of wages can affect tax revenues beyond the development of macroeconomic aggregates. The change in the composition of the payroll tax classes mainly concerns the extent of the use of joint taxation of married couples.

In the report, differences between realization and estimation of the wage tax are first calculated using real-time data from the national accounts and final data. In addition, first hypotheses are already being examined at the macro level. On the one hand, there are, in some cases, fluctuations in derivation differences when large changes occur in the tax codes that are separately quantified in the derivation. There is a one-to-one relation between the quantifications of tax code changes and their impact on the derivation of wage tax revenues. While some fluctuations in the derivation difference may be related to changes in the tax codes, these do not provide an adequate explanation for the tendency to underestimate tax revenue.

Another hypothesis is that the use of the same projection rates for the tax on pensions as for the tax on wages leads to an underestimation. After all, the share of income tax on pensions has increased markedly in recent years. Although the effect measured in the analysis has the expected sign, it is quantitatively rather insignificant. All in all, between 2004 and 2018 a median differential of around € 800 million was observed.

The study based on the SOEP first shows that the projected total of employees as well as wages and salaries in this dataset are noticeably above the values of the national accounts. By contrast, wages and salaries per employee are at a similar level. Therefore, it is not easy to calculate the actual income tax revenue based on the SOEP. Nonetheless, consistent deduction of wage tax developments within

* Dieser Kieler Beitrag zur Wirtschaftspolitik entspricht weitgehend einem Gutachten, das die Autoren im Auftrag des Bundesministeriums der Finanzen im Jahr 2019 verfasst haben.

the SOEP is possible and the impact of societal and economic developments on wage tax revenues can be estimated. To examine the hypothesis that rising wage inequality has led to a systematic underestimation of income tax revenue in tax assessment, it is first shown that wages in the top decile have not grown systematically faster in the past ten years than wages in the remainder of the distribution. In the next step, the wage tax for each household for the years 2005 to 2016 is calculated using projected wages. In one variant, all wages are updated at the same rate, in a second variant, wages are updated at the average growth rate of the respective decile of the wage distribution. It turns out that the first variant leads in most years to a higher calculated wage tax revenue. This means that heterogeneous wage growth has not led, as initially assumed, to higher income tax revenue. The next step is a detailed microsimulation for the years 2014-2016. The derivation scheme of the working group on tax revenue forecasting is simulated based on the SOEP instead of the national accounts. It turns out that the differences between realization and estimation of the wage tax based on the SOEP have the same sign, but are significantly larger. Then the derivation scheme is calculated taking into account heterogeneous wage growth. This shows that heterogeneous wage growth in 2016 can explain only 1% of the differences between realization and estimation of the wage tax. Even in 2015, where wage growth in the top decile was disproportionately strong, heterogeneous wage growth accounts for only 34% of the differential. In sum, the hypothesis that an increase in wage inequality has led to a systematic underestimation of wage tax revenue can be discarded.

On the basis of the SOEP, however, three observations can be made that support the thesis that changes in the distribution of wage tax classes over time lead to an increase in tax revenue. First, the share of single households has risen steadily since the beginning of the 1980s. Second, women's labor market participation has been steadily increasing over this period. Third, the labor income of second earners has risen steadily relative to the labor income of first earners over the past ten years. These developments diminish the role of joint taxation of married couples.

The special evaluation of the wage tax statistics is available for the years 2004, 2007, 2010, 2012, 2013 and 2014. The wage tax payers are divided into 30 income classes, three groups of recipients (employees, civil servants, pensioners) and the wage tax classes I to V. Over the period considered, the wage distribution has barely changed, as evidenced by the Gini coefficient and the coefficient of variation. However, the occupation of wage tax class III has fallen continuously and that of wage tax class I has increased. This speaks for a tendency to underestimate wage tax revenues in the derivation used and thus for corresponding derivation differences.

For the years 2013 and 2014, a simulation of the wage tax is carried out based on various updates for more precise quantification. Firstly, the sum of wages and salaries and the number of employees, as in the usual derivation of the working group on tax revenue forecasting, are updated to a value for 2013 and 2014, respectively, based on the development of the aggregate in 2012 and 2013 respectively. The relative wage distribution and occupation of wage tax classes remain unchanged. Then, by means of methods of static aging of microdata, the data are updated in two different ways. First, the relative distribution of wages of the respective following year is generated and second, the relative wage tax class distribution. The different updates show for the two years that ignoring the shift in the wage distribution would have led to an overestimation, while neglecting the evolution of wage tax classes would have led to underestimation of wage tax revenues. Since both effects are in opposite directions, the derivation difference of the simple method is comparatively small.

The following conclusions can be drawn for the derivation of wage tax revenues. The bias towards positive differences between realization and estimation of the wage tax is predominantly due to the failure to follow social and demographic trends in the derivation, which results in the relative distribution of tax classes developing in favor of tax class I and at the expense of tax class III. Although

the distribution of wages also has an impact, over time this has probably worked in different directions. For the derivation of the wage tax, the overall positive difference can be justified in the continuation of the current social and demographic trends. Although an exact calculation of these effects is not possible due to the lack of forecasting of marriages in Germany, it seems plausible to follow the pattern of past differences between realization and estimation of the wage tax. With regard to the influence of the wage distribution, there are no forecasts and the influence was mixed in the past, so that the relative constancy of the wage distribution is an adequate assumption for the wage tax projection.

1 Einleitung

Für die Fortschreibung des Lohnsteueraufkommens verwendet der Arbeitskreis „Steuerschätzungen“ makroökonomische Größen, nämlich die Zahl der Beschäftigten und die Bruttolohn- und Gehaltssumme pro Beschäftigter, bzw. Beschäftigtem sowie die auf Basis der Lohn- und Einkommensteuerstatistik (LESt) berechnete Lohnsteuerelastizität. Dabei kommt es – auch ex post – zu unerklärten Ableitungsdifferenzen. Das ifo Institut – Leibniz-Institut für Wirtschaftsforschung an der Universität München e.V. (ifo), das Institut für Weltwirtschaft (IfW) und das RWI – Leibniz-Institut für Wirtschaftsforschung e.V. (RWI) wurden beauftragt, den Einfluss von Lohnspreizung und Haushaltszusammensetzung auf diese Ableitungsdifferenzen untersuchen. Dabei werden Aggregate der LESt sowie das Sozio-oekonomische Panel (SOEP) verwendet. Dieser Endbericht stellt die Ergebnisse des Projekts vor.

Erstens: Sofern die Löhne nicht gleichmäßig steigen, wird die Fortschreibungsregel die Lohnsteuer im Falle steigender Spreizung (hohe Löhne/Gehälter steigen schneller als niedrige) eher unterschätzen und im Falle sinkender Spreizung die Steuereinnahmen eher überschätzen.

Zweitens: Durch Veränderungen in der Haushaltszusammensetzung können Einflüsse durch die veränderte Nutzung des Splittingverfahrens bzw. durch die veränderte Besetzung der Lohnsteuerklassen entstehen. Wenn z.B. die Zahl der Ehen sinkt, entfallen Splittingfälle und die Lohnsteuereinnahmen steigen bei gegebenen Arbeitseinkommen. Dies wird in der Fortschreibung nicht berücksichtigt. Ähnliche Effekte treten auf, wenn ein Ehepartner eine Beschäftigung aufnimmt oder seine Beschäftigung ausweitet und der Haushalt die gewählte Lohnsteuerklassenkombination entsprechend anpasst, so dass beispielsweise aus einem vorherigen Haushalt mit den Lohnsteuerklassen III und V einer mit zweimal IV wird. Dadurch, dass bei Steuerklassenkombination IV/IV die Vorteile der gemeinsamen Veranlagung beim Lohnsteuerabzug keine Berücksichtigung finden, führt allein der Steuerklassenwechsel für sich genommen tendenziell zu höheren Lohnsteuereinnahmen. Der skizzierte Fall führt damit zu einem höheren Anstieg des Lohnsteueraufkommens als wenn eine gleich hohe Ausweitung der Beschäftigung und des Einkommens durch einen Alleinstehenden stattfände.

Die LESt hat zwar den Nachteil nicht durchgängig jährlich zur Verfügung zu stehen, doch handelt es sich hier zum einen um amtliche Daten, was eine hohe Verlässlichkeit impliziert, und zum anderen sind hier die Lohnsteuerklassen erfasst, wodurch insbesondere eine deklarierte Haushaltszusammensetzung als mögliche Quelle der Ableitungsdifferenzen untersucht werden kann.

Zur weiteren Analyse wird auf das Sozio-oekonomische Panel (SOEP)[†] zurückgegriffen. Obwohl es sich hierbei nicht um amtliche Daten handelt, bietet das SOEP als eine seit 1983 bestehende repräsentative Wiederholungsbefragung ein hohes Maß an Datengüte und wird für Forschung und Beratung umfassend genutzt. Jedoch ist die Erfassung hoher Einkommen beim SOEP noch nicht in wünschenswertem Ausmaße realisiert und eine Angabe der Lohnsteuerklasse liegt nicht vor. Hier sind amtliche Daten überlegen. Gegenüber anderen Daten bietet das SOEP Vorteile bei der Untersuchung auf Jahresebene, da die Befragung jährlich stattfindet. So kann beispielsweise die Ableitungsdifferenz von einem zum anderen Jahr untersucht werden, während eine geringere Befragungshäufigkeit nur die Untersuchung einzelner Jahre oder kumulierter Ableitungsdifferenzen über mehrere Jahre erlaubt.

[†] Vgl. Wagner et al. (2007).

Die Untersuchung beschreibt zunächst in Kapitel 2 die Problematik der Ableitungsdifferenzen und erläutert anhand von Beispielen, wie sich Lohnspreizung und Lohnsteuerklassen auf die Ableitungsdifferenz auswirken können. Zudem werden die Ableitungsdifferenzen auf Makroebene anhand der finalen Daten der VGR für die Jahre 2005 bis 2018 erstellt und mit den Echtzeit-Ableitungsdifferenzen verglichen, um den Einfluss von Datenrevisionen zu untersuchen und einen Benchmark für die Untersuchung der Ableitungsdifferenzen anhand der Mikrodatensätze zu erzeugen. Zudem werden erste Hypothesen diskutiert und analysiert, inwieweit auf dieser Ebene Aussagen gestützt oder verworfen werden können. Unter anderem wird hier der Einfluss der Lohnsteuer auf Pensionen gesondert berücksichtigt in einem alternativen Ableitungsschema berücksichtigt. Zudem werden die Ableitungsdifferenzen den Rechtsänderungen gegenübergestellt und die Fortschreibung von Ableitungsdifferenzen über das laufende Jahr hinaus diskutiert.

Kapitel 3 beinhaltet eine Vorstellung und Auswertung des SOEP. Zunächst wird dazu ein kurzer Überblick über das SOEP als repräsentative Befragung gegeben. Hierauf folgt eine Aufarbeitung der Daten des SOEP, um damit die Zahl der Arbeitnehmer und die Bruttolohn- und Gehaltssumme der amtlichen Statistik nachzubilden. Diese Aufarbeitung wird mit den Daten der amtlichen Statistik verglichen. Daran anschließend wird die Ungleichheit der Arbeitseinkommen anhand der Daten des SOEP ausgewertet. Dazu erfolgt zunächst eine kurze Erläuterung zu den verwendeten Ungleichheitsmaßen, die auch auf die Stärken und Schwächen der einzelnen Maße eingeht. Darauf wird dann die Entwicklung der verschiedenen Ungleichheitsmaße auf Basis der Daten des SOEP ausgewertet. Anschließend findet sich eine Einteilung der Arbeitseinkommen anhand des SOEP in Dezile und eine Beschreibung, wie sich die Dezile entwickelt haben.

In Kapitel 4 wird mithilfe des SOEP die Ableitungsdifferenz nachgebildet. Dies geschieht zunächst mit Mikrosimulation unter Verwendung eines Steuerrechners für die Jahre 2005-2016. Für die Jahre 2014-2016 wird die Mikrosimulation mit dem Mikrosimulationsmodell EMSIM (Einkommensteuer-Mikrosimulationsmodell) durchgeführt und die Sensitivität der Simulation hinsichtlich verschiedener Annahmen untersucht.

In Kapitel 5 wird anhand einer Sonderauswertung der Lohnsteuerstatistik, die nach Lohnsteuerklassen und Bruttolohnklassen differenziert eine Analyse des Einflusses der Haushaltszusammensetzung und der Lohnspreizung vorgenommen, wobei eine deskriptive Auswertung der Lohnsteuerstatistik vorgenommen wird, um generelle Aussagen über die Entwicklung der Lohnspreizung und der Steuerklassen über die Zeit treffen zu können.

In Kapitel 6 wird dann basierend auf dem in Boss et al. (2009) skizzierten Lohnsteuermodell die Lohnsteuer für verschiedene Fortschreibungsszenarien berechnet, wodurch die beiden Hypothesen Lohnspreizung bzw. Verschiebungen zwischen den Lohnsteuerklassen quantifiziert werden. Dazu werden Methoden der statischen Alterung von Mikrodaten verwandt, um unterschiedliche Lohn- und Lohnsteuerklassenverteilungen zu evaluieren.

Schließlich werden im Kapitel 7 die Ergebnisse zusammengefasst und in Kapitel 8 ein Ausblick gegeben, wie die Ergebnisse in die Schätzpraxis des Arbeitskreises übersetzt werden können.

2 Ableitungsdifferenzen

2.1 Definition der Ableitungsdifferenzen

Das Ableitungsschema der Lohnsteuer dient der Prognose der Lohnsteuer anhand der Vorgaben makroökonomischer Größen. Sie sieht vor, dass das bereinigte Aufkommen aus dem Vorjahr mit den Größen der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung (VGR) fortgeschrieben wird. Das bereinigte Aufkommen des Vorjahres ergibt sich aus dem um Steuerrechtsänderungen und Sondereffekten bereinigten Bruttoaufkommen, wobei die Phasenverschiebung (für Umrechnung von Finanzstatistik auf VGR: + Januar des laufenden Jahres – Januar des Folgejahres) berücksichtigt wird und die Lohnsteuer auf Minijobs abgezogen wird.

Das bereinigte Aufkommen wird dann mit der Beschäftigungsentwicklung und der Lohnentwicklung (Bruttolöhne pro Beschäftigter bzw. Beschäftigtem) fortgeschrieben. Wegen des progressiven Steuertarifs wird hier eine Elastizität größer eins angenommen, die auf Basis eines Mikrosimulationsmodells errechnet wird. Typischerweise liegt der Wert der Elastizität knapp über 1,7. Diese Art der Fortschreibung impliziert eine homogene Entwicklung der Beschäftigung und der Löhne über alle Bruttolohnklassen und Lohnsteuerklassen hinweg, da in dieser Form auch die Elastizität ermittelt wird. Es wird somit unterstellt, dass der Zuwachs an Löhnen sich gleichmäßig auf alle effektiven Grenzsteuersätze verteilt, die sich aus der Zusammensetzung der Lohnsteuerzahlerinnen und -zahler des Vorjahres ergeben.

Die Schätzung des bereinigten Aufkommens ist Ausgangspunkt für die Berechnung der Ableitungsdifferenz, die ex post bei Vorliegen des Bruttoaufkommens der Lohnsteuer einschließlich des Januars des Folgejahres ermittelt werden kann. Dabei gilt es abermals die Phasenverschiebung zu berücksichtigen und die Lohnsteuereinnahmen aus Minilöhnen abzuziehen. Zudem wird der Einfluss von Rechtsänderungen und möglichen Sondereffekten abgezogen, um zu dem Vergleichswert mit der Schätzung des bereinigten Aufkommens zu gelangen.

2.2 Mögliche Ursachen der Ableitungsdifferenzen

Mögliche Ursachen für Abweichungen der tatsächlichen Lohnsteuereinnahmen von den Fortschreibungsergebnissen aus dem Ableitungsschema sind vielfältig:

- Fehleinschätzung von Steuerrechtsänderungen
- Revisionen von Löhnen und Beschäftigung in den VGR
- Konzeptionelle Unterschiede in den versteuerten Löhnen und in den von der VGR erfassten Löhnen
- Lohnsteuer auf Pensionen wird nicht gesondert fortgeschrieben
- Homogenitätsannahme der Fortschreibung nicht zutreffend

Der Fokus dieses Gutachtens liegt auf der Homogenitätsannahme der Fortschreibung. Die Homogenitätsannahme bedeutet, dass bei der Fortschreibung implizit die folgenden beiden Annahmen getroffen werden:

1. Sämtlichen Löhne aus nicht geringfügiger Beschäftigung sowie Pensionen wachsen mit demselben Prozentsatz.

- Die Bevölkerungsstruktur bleibt konstant. Das heißt, der Anteil der Lohnsteuerklassen bleibt ebenso unverändert wie die multivariate Verteilung sonstiger steuerrelevanter Merkmale, etwa der Versicherungsstatus oder die Höhe der Pendlerpauschale.

Die zweite Annahme besagt, dass unterstellt wird, dass nicht nur die relative Häufigkeit etwa unterschiedlicher Lohnsteuerklassen unverändert bleibt, sondern auch beispielsweise die Korrelation der Lohnsteuerklassen mit der Art der Krankenversicherung.

2.2.1 Beispiel: Lohnspreizung

Die Auswirkung der ersten Annahme lässt sich anhand eines illustrativen Beispiels demonstrieren. Angenommen die Arbeitsbevölkerung besteht aus zwei Beschäftigten $i = 1, 2$. Die jährlichen Arbeitseinkommen in Euro betragen $y_1 = 100\,000$ und $y_2 = 5\,000$. Die Bruttolöhne und -gehälter (BLG) betragen damit im Aggregat 105 000 Euro. Der Einfachheit halber entspricht das Arbeitseinkommen dem zu versteuernden Einkommen. Der Grenzsteuersatz τ_1 für Individuum 1 beträgt 42%, der Grenzsteuersatz für Individuum 2, τ_2 , beträgt 0%. Angenommen die BLG steigen um 1%, also um insgesamt 1 050 Euro an. Das Ableitungsverfahren würde nun einen Anstieg beider Arbeitseinkommen um 1% unterstellen. Der geschätzte Anstieg im Lohnsteueraufkommen beträgt damit:

$$\Delta T_{\text{geschätzt}} = 0,01 \times (100\,000 \text{ Euro} \times \tau_1 + 5\,000 \text{ Euro} \times \tau_2) = 0,01 \times 100\,000 \text{ Euro} \times 0,42 = 420 \text{ Euro}$$

Die Homogenitätsannahme ist verletzt, wenn beispielsweise der gesamte Anstieg der BLG dem Besserverdiener in dem Beispiel zugutekommt. Dann beträgt der tatsächliche Anstieg des Lohnsteueraufkommens

$$\Delta T_{\text{tatsächlich}} = 1\,050 \text{ Euro} \times \tau_2 = 441 \text{ Euro}$$

Die Ableitungsdifferenz betrüge also 21 Euro. In diesem Beispiel kommt es zu Ableitungsdifferenzen, weil sich die Grenzsteuersätze der beiden Individuen unterscheiden.

Das Beispiel verdeutlicht, dass es generell zu Ableitungsdifferenzen kommt, wenn zu versteuernde Einkommen, die mit einem unterschiedlichen Grenzsteuersatz belastet sind, im Gegensatz zur Homogenitätsannahme unterschiedlich stark wachsen. Unterschiedliche Grenzsteuersätze bestehen hier aufgrund unterschiedlicher Höhen des Arbeitseinkommens.

2.2.2 Beispiel: Lohnsteuerklassen

Ein anderer Grund für unterschiedlich hohe Grenzsteuersätze sind unterschiedliche Lohnsteuerklassen. Angenommen die Arbeitsbevölkerung besteht aus zwei Ehepaaren, also insgesamt vier Beschäftigten. Superskripte kennzeichnen Ehepaar 1 und 2 und Subskripte wieder jeweils den Erst-, bzw. Zweitverdiener. Die Einkommensverteilung ist durch $y_1^1 = 120\,000$, $y_2^1 = 5\,000$, $y_1^2 = 120\,000$, und $y_2^2 = 5\,000$ gegeben. Während Paar 1 die Lohnsteuerklasse IV gewählt hat, wird auf den Erstverdiener in Paar 2 Klasse III und auf den Zweitverdiener Klasse V angewendet. Damit sind auf die Erstverdiener jeweils Grenzsteuersätze von 42% anzuwenden, auf den Zweitverdiener von Paar 1 ein Grenzsteuersatz von 0 und auf den Zweitverdiener in Paar 2 ein Grenzsteuersatz von 14%.[‡] Wenn nun die BLG um 1%, also um 2 500 Euro, steigt und das gesamte Wachstum durch einen proportionalen

[‡] Der Einfachheit halber wird in dieser Darstellung die Approximation vorgenommen, dass der Grenzsteuersatz des Arbeitseinkommens in dem Bereich, in dem sich das Einkommen jeweils erhöht, konstant ist.

Anstieg der Gehälter von Paar 2 geschieht, kommt es wiederum zu einer Unterschätzung des Anstiegs des Lohnsteueraufkommens. Das übliche Schätzverfahren würde zu folgendem Ergebnis kommen:

$$\begin{aligned} \Delta T_{\text{geschätzt}} &= 0,01 \\ &\times (120\,000 \text{ Euro} \times 0,42 + 5\,000 \text{ Euro} \times 0 + 120\,000 \text{ Euro} \times 0,42 + 5\,000 \text{ Euro} \times 0,14) \\ &= 1\,015 \text{ Euro} \end{aligned}$$

Der tatsächliche Anstieg des Aufkommens ergibt sich in diesem Beispiel hingegen aus

$$\Delta T_{\text{geschätzt}} = 0,02 \times (120\,000 \text{ Euro} \times 0,42 + 5\,000 \text{ Euro} \times 0,14) = 1\,022 \text{ Euro},$$

womit die Ableitungsdifferenz 7 Euro beträgt. Sie ergibt sich, weil der Zweitverdiener in Paar 2 einen höheren Grenzsteuersatz als der in Paar 1 hat. Obwohl das Lohnwachstum über die verschiedenen Einkommenshöhen gleichmäßig verteilt ist, kommt es also zu einer Ableitungsdifferenz. Würde der Anstieg der BLG zusätzlich überproportional auf den Erstverdiener fallen, wäre die Schätzabweichung noch größer.

Mögliche Verletzungen der Homogenitätsannahme bezüglich der Bruttolohnverteilung und der Lohnsteuerklassen werden ausführlich in den folgenden Kapiteln anhand von Mikrodaten aus der Lohn- und Einkommensteuerstatistik und dem SOEP analysiert. In den hier folgenden Teilkapiteln werden hingegen einige der anderen Ursachen untersucht, wenn auch nicht in der Tiefe und Intensität, wie die besagten möglichen Verletzungen der Homogenitätsannahme.

2.3 Berechnung der Ableitungsdifferenzen

Ausgangspunkt der Untersuchung ist die Berechnung der Ableitungsdifferenzen, wie oben skizziert. Zunächst sollen dabei Fragen der Datenrevision keine Rolle spielen, um das Phänomen unabhängig davon zu beschreiben. Allerdings ziehen wir für die Berechnung der Ableitungsdifferenzen, die auf finalen Daten der VGR basieren, zum Teil auch Echtzeitdaten heran, da einige Informationen mit Blick auf die Lohnsteuer nicht in revidierter Form vorliegen bzw. deren Beschaffung mit erheblichem Aufwand verbunden wäre, der mit dem erwarteten Nutzen nicht übereinzubringen ist.

Daher wird zunächst eine Mischung aus Echtzeitdaten, die aus den Ergebnisberichten des Arbeitskreises der jeweiligen Herbstschätzung hervorgehen, und revidierten Daten genutzt. Letzteres bezieht sich vor allem auf die Zahlen der VGR und der Steuereinnahmen selbst.⁵ Die Berechnung ist schematisch in Abbildung 2.1 dargestellt, wobei jeweils die Phasenverschiebung schon berücksichtigt ist.

Das entsprechende Vorgehen ergibt im Mittel der Jahre 2004 bis 2018 eine Ableitungsdifferenz von etwa 200 Mio. Euro. Dieser Wert ist allerdings getrieben von einem (negativen) Ausreißer im Jahr 2005. Entsprechend fällt der Median mit 759 Mio. Euro deutlich höher aus (Tabelle 2.1). Teilt man die Stichprobe und betrachtet nur die Jahre 2011 bis 2018, ergibt sich in etwa der gleiche Wert für den Median, während der Mittelwert mit 1 005 Mio. Euro deutlich höher liegt. Insgesamt sind negative Werte für die Ableitungsdifferenz sehr selten.

⁵ Für das Jahr 2018 wird bei der Ex-post-Zahl die Untererfassung der Kindergeldzahlungen berücksichtigt.

Abbildung 2.1:
Berechnungsschema der Ableitungsdifferenzen

| Ableitung | Ex post |
|---|-----------------------------|
| bereinigtes Aufkommen (Vorjahr) | Bruttoaufkommen, ex post |
| Zuwachs bereinigte BLG je Beschäftigter (ex post) | Sondereffekte (Echtzeit) |
| Modellelastizität (Echtzeit) | Rechtsänderungen (Echtzeit) |
| Veränderung bereinigte Beschäftigung (ex post) | LSt Minilöhne (ex post) |
| bereinigtes Aufkommen - Schätzung | bereinigtes Aufkommen |



Ableitungsdifferenz = Ex-post-Ableitung

Quelle: Eigene Darstellung.

Tabelle 2.1:
Deskriptive Statistik zu den Ableitungsdifferenzen 2004–2018

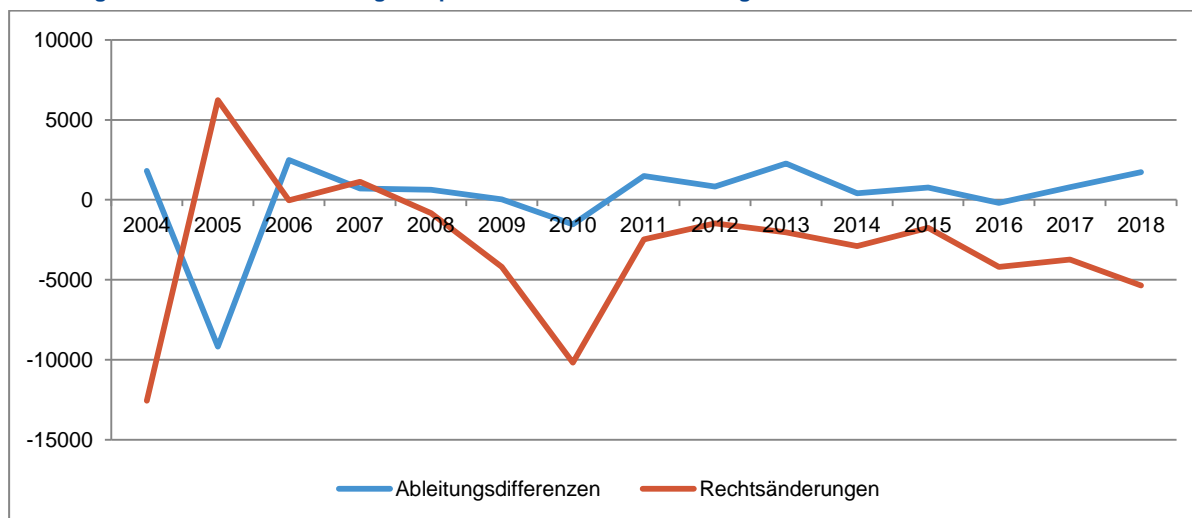
| Maß | Ergebnis | Auftreten/Alternative |
|------------------------|----------|-----------------------|
| Mittelwert | 250 | (2011-2018: 1 013) |
| Median | 827 | (2011-2018: 868) |
| Anzahl negativer Werte | 3 | (2005, 2010 und 2016) |
| Maximum | 2 480 | 2006 |
| Minimum | -9 181 | 2005 |

Quelle: Bundesministerium der Finanzen, interne Unterlagen; Statistisches Bundesamt, *Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen*; eigene Berechnungen.

Der hohe negative Wert 2005 geht mit einer großen Rechtsänderung einher. Dies legt die Vermutung nahe, dass insbesondere starke Rechtsänderungen bzw. solche, die schwierig zu quantifizieren sind, sich ebenfalls als Ausschläge bei den Ableitungsdifferenzen auswirken.

Ein Vergleich der Quantifizierung der Veränderung der Rechtsänderungen gegenüber dem Vorjahr mit den Ableitungsdifferenzen ergibt zwar kein eindeutiges Bild, doch fallen insbesondere die Jahre 2005 und 2010 mit relativ hohen Veränderungen gegenüber dem Vorjahr und jeweils negativen Ableitungsdifferenzen auf (Abbildung 2.2).

Abbildung 2.2:
Ableitungsdifferenzen und der Swing der quantifizierten Rechtsänderungen 2004–2018

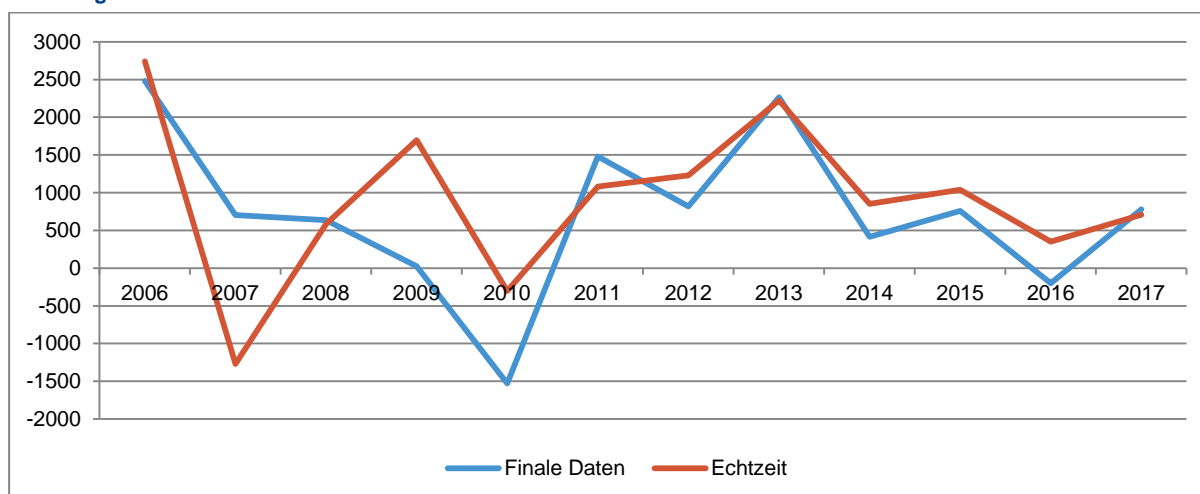


Quelle: Bundesministerium der Finanzen, interne Unterlagen; Statistisches Bundesamt, *Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen*; eigene Berechnungen.

2.4 Vergleich zwischen finalen Daten und Echtzeitdaten

Bei der Echtzeitdatenanalyse werden die Zahlen zur VGR, also die Zuwachsraten von Beschäftigung und Löhnen, durch die zur jeweiligen Herbstschätzung verfügbaren Daten ersetzt. Für die Jahre 2006 bis 2017 liegen entsprechende Echtzeitwerte vor. Es zeigen sich zum Teil deutliche Einflüsse der Revisionen. ** Insbesondere in den Jahren, die von der Großen Rezession geprägt sind – 2009 und 2010 – sowie im Jahr 2007 fallen sie ins Gewicht. In den Folgejahren zeigt sich hingegen ein deutlicher Gleichlauf. Der Korrelationskoeffizient liegt bei rund 65%.

Abbildung 2.3:
Ableitungsdifferenzen in Echtzeit und mit finalen Daten 2006–2017



Quelle: Bundesministerium der Finanzen, interne Unterlagen; Statistisches Bundesamt, *Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen*; eigene Berechnungen.

** Für das Jahr 2018 liegen zwar auch Echtzeitzahlen vor, doch ist der zeitliche Abstand zu den finalen Daten zu gering, um diese in der Darstellung zu berücksichtigen.

Insgesamt scheinen die Echtzeitwerte etwas über den finalen Werten zu liegen (Abbildung 2.3). Für den Gesamtzeitraum 2006 bis 2017 liegen Mittelwert und Median der Echtzeitwerte etwa 200 Mio. Euro höher (Tabelle 2.2). Der Zeitraum ab dem Jahr 2011 liefert ein ähnliches Bild (Tabelle 2.3).

Tabelle 2.2:
Deskriptive Statistik zu den Echtzeit-Ableitungsdifferenzen 2006–2018

| Maß | Finale Daten | Echtzeit |
|------------------------|--------------|----------|
| Mittelwert | 856 | 1 133 |
| Median | 827 | 1 105 |
| Anzahl negativer Werte | 2 | 2 |
| Maximum | 2 480 | 3 109 |
| Minimum | -1 468 | -1 218 |

Quelle: Bundesministerium der Finanzen, interne Unterlagen; Statistisches Bundesamt, *Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen*; eigene Berechnungen.

Tabelle 2.3:
Deskriptive Statistik zu den Echtzeit-Ableitungsdifferenzen 2011–2017

| Maß | Finale Daten | Echtzeit |
|------------------------|--------------|----------|
| Mittelwert | 975 | 1 143 |
| Median | 853 | 1 104 |
| Anzahl negativer Werte | 1 | 0 |
| Maximum | 2 315 | 2 273 |
| Minimum | -139 | 410 |

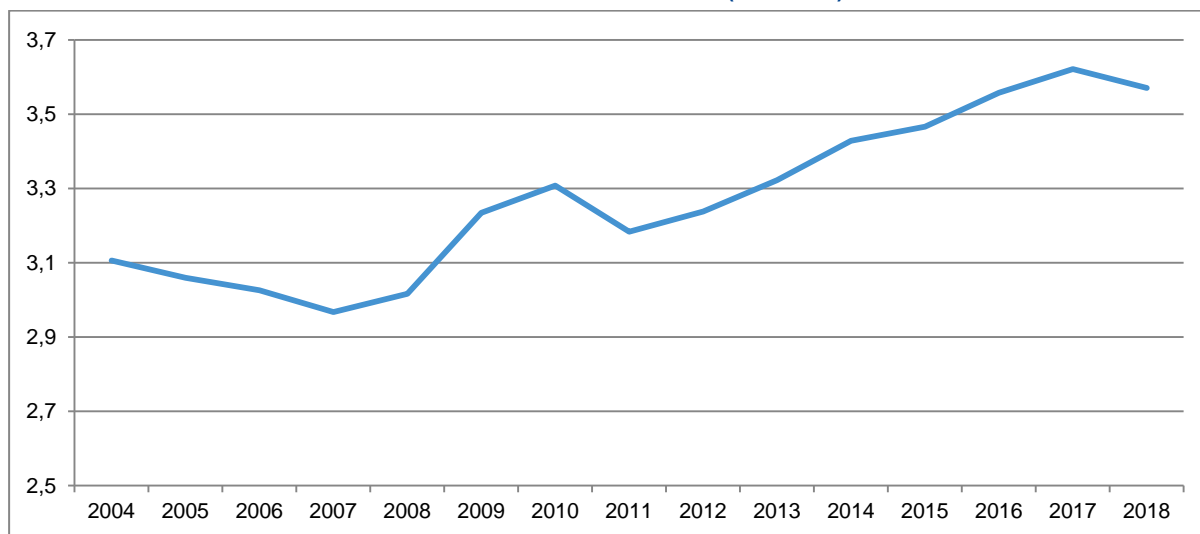
Quelle: Bundesministerium der Finanzen, interne Unterlagen; Statistisches Bundesamt, *Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen*; eigene Berechnungen.

Dies mag damit korrespondieren, dass in jüngerer Zeit die Arbeitsmarktentwicklung immer wieder, auch in den offiziellen Zahlen, unterschätzt wurde und die Entwicklung der Lohnsteuer nach Abgrenzung der Finanzstatistik hier ein Wegweiser gewesen wäre. Wegen der vielen anderen Quellen von Ableitungsdifferenzen lässt sich aber wohl kein durchgängig verlässliches Signal aus den Echtzeit-Ableitungsdifferenzen für Revisionen der Arbeitsmarktzahlen in den VGR konstruieren.

2.5 Alternatives Ableitungsschema: Lohnsteuer auf Pensionen

Auf Pensionen wird Lohnsteuer entrichtet. Pensionen werden dabei nicht gesondert in der Ableitung berücksichtigt. Da die Fortschreibung des bereinigten Aufkommens an den Arbeitsmarktgrößen orientiert ist, könnte hier eine konzeptionelle Fehlerquelle liegen, die zu Ableitungsdifferenzen führt. Implizit wird durch das aktuelle Vorgehen unterstellt, dass sich die Lohnsteuer auf Pensionen genauso entwickelt wie die auf Löhne und Gehälter. Dabei ist zu beobachten, dass der Anteil der Lohnsteuer auf Pensionen am Bruttoaufkommen zwischen 2008 und 2018 von 3 auf 3,6% gestiegen ist, also zumindest eine trendmäßige Sonderentwicklung besteht (Abbildung 2.4). Zugleich ist aber festzuhalten, dass der Anteil relativ klein ist.

Abbildung 2.4:
Anteil der Lohnsteuer auf Pensionen am Bruttoaufkommen 2004–2018 (in Prozent)

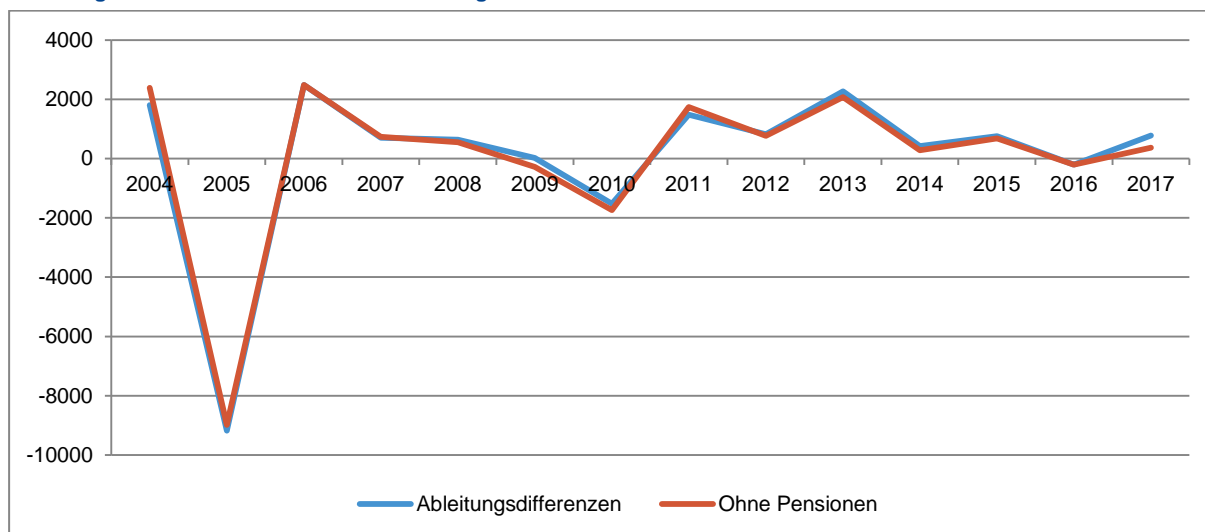


Quelle: Statistisches Bundesamt, *Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen*; eigene Berechnungen.

Um die Konsequenz der Vereinfachung in der derzeit angewandten Ableitung abzubilden, haben wir ein alternatives Ableitungsschema entwickelt, bei dem die Lohnsteuer auf Pensionen aus dem bereinigten Aufkommen entfernt. Die Lohnsteuer auf Pensionen wird dabei dem Zahlenwerk der VGR entnommen. Die Lohnsteuer auf Pensionen wird dabei analog zu der auf Minijobs gehandhabt.

Die Ableitungsdifferenz, die sich ergibt, wenn die Lohnsteuer auf Pensionen herausgerechnet wird, ist in weiten Teilen deckungsgleich mit den Ausgangszahlen (Abbildung 2.5). Mittelwert und Median sind ohne Pensionen moderat niedriger, was den angesprochenen Trend eines steigenden Anteils am Lohnsteueraufkommen reflektieren dürfte. Die Korrelation zwischen beiden Größen ist mit über 99% aber ausgesprochen hoch.

Abbildung 2.5:
Ableitungsdifferenzen verschiedener Ableitungsschemata



Quelle: Bundesministerium der Finanzen, interne Unterlagen; Statistisches Bundesamt, *Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen*; eigene Berechnungen.

2.6 Fortschreibung der Ableitungsdifferenz

Sofern dauerhaft von null verschiedene Ableitungsdifferenzen zu erwarten sind, stellt sich die Frage, wie mit diesen nicht nur im laufenden (Situation Frühjahr) bzw. dem direkt folgenden Jahr (Situation November) umzugehen ist, sondern auch in der Fortschreibung. Sachlogisch erscheint es plausibel, sofern ein bestimmter Betrag angenommen werden kann, diesen in jedem Jahr zu unterstellen. Um dies zu untersuchen, wird an dieser Stelle folgende Analyse durchgeführt. Die Fortschreibung wird nicht für ein Jahr, sondern für zwei Jahre gemacht. Die resultierenden Ableitungsdifferenzen können dann im Vergleich zu denen aus der einfachen jährlichen Fortschreibung Evidenz für die Frage der Fortschreibung der Ableitungsdifferenz liefern.

Analog zum jährlichen Modell werden hier die Makroaggregate zum Vorvorjahr betrachtet. Zudem werden die Swings der Rechtsänderungen wie auch die anderen relevanten Größen über zwei Jahre aggregiert. Die resultierenden Ableitungsdifferenzen für die Jahre 2006 bis 2018 werden mit den einfachen Ableitungsdifferenzen in diesen Jahren sowie mit den aus zwei Jahren kumulierten Ableitungsdifferenzen verglichen.

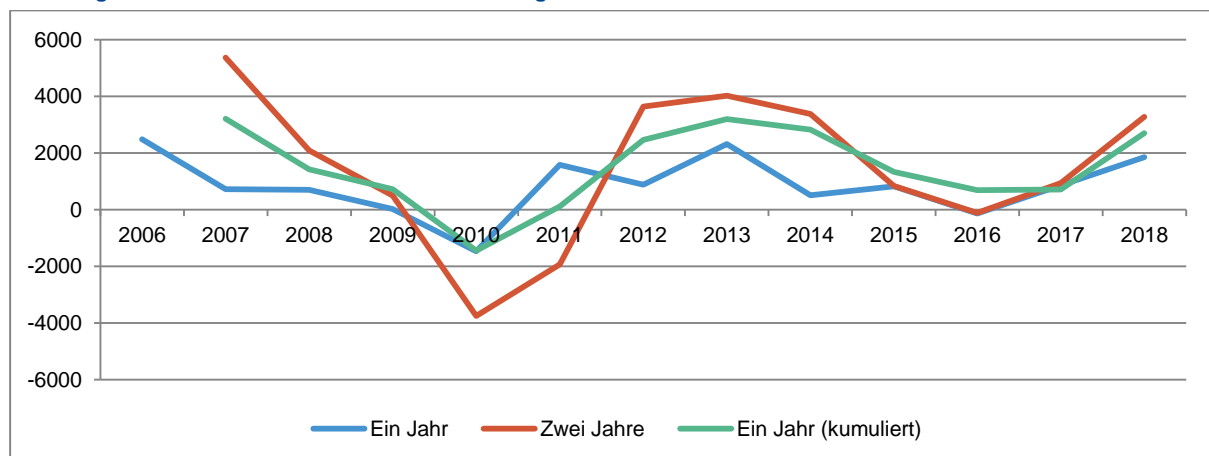
Tabelle 2.4:
Ableitungsdifferenzen verschiedener Fortschreibungshorizonte 2006–2018

| | Mittelwert | Median |
|----------------|------------|--------|
| Ein Jahr | 856 | 827 |
| Ein Jahr (kum) | 1 517 | 1 514 |
| Zwei Jahre | 1 494 | 1 376 |

Quelle: Bundesministerium der Finanzen, interne Unterlagen; Statistisches Bundesamt, *Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen*; eigene Berechnungen.

Die Ableitungsdifferenzen aus der zweijährigen Fortschreibung sind nahe denen der kumulierten Ableitungsdifferenzen aus der einjährigen Fortschreibung und in etwa doppelt so groß wie die einfachen Ableitungsdifferenzen (Abbildung 2.6). Dies spricht dafür, dass die Berücksichtigung der Ableitungsdifferenzen auch in der Fortschreibung geboten ist. Solange es kein eigenes Fortschreibungsmodell für die Ableitungsdifferenzen gibt und ein fester Betrag als beste Möglichkeit gilt, dem Phänomen zu begegnen, sollte dieser Betrag somit jedes Jahr von Neuen angesetzt werden.

Abbildung 2.6:
Ableitungsdifferenzen verschiedener Fortschreibungshorizonte 2006–2018



Quelle: Bundesministerium der Finanzen, interne Unterlagen; Statistisches Bundesamt, *Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen*; eigene Berechnungen.

2.7 Zwischenfazit

Die Ableitungsdifferenzen weisen im Mittel der Jahre 2004 bis 2018 nur eine sehr leichte Verzerrung auf. Große, schwer zu quantifizierende Rechtsänderungen erschweren allerdings, einen klaren empirischen Befund zu erbringen, da in Jahren, in denen diese auftreten, die Ableitungsdifferenzen dem Anschein nach untypische Werte annehmen. Die Berechnung des Medians bzw. die Beschränkung auf einen Teil der Stichprobe, der weniger von solchen Rechtsänderungen betroffen ist, spricht vielmehr für eine Ableitungsdifferenz, die in den vergangenen Jahren um einen Wert von 800 Mio. Euro geschwankt haben dürfte.

Die vereinfachte Behandlung von Lohnsteuereinnahmen aus Pensionen kann zwar im Mittel einen gewissen Beitrag zur Erklärung des Ausmaßes der Ableitungsdifferenzen liefern, doch sind die verbleibenden Ableitungsdifferenzen unwesentlich kleiner, so dass nach Analyse zweier möglicher Ursachen für Ableitungsdifferenzen – Steuerrechtsänderungen und die vereinfachte Herangehensweise mit Blick auf die Lohnsteuer auf Pensionen – weitere mögliche Erklärungen in den Blick genommen werden sollten.

3 Deskriptive Auswertung des SOEP

3.1 Beschreibung des SOEP

Das Sozio-oekonomische Panel ist eine repräsentative Längsschnittbefragung privater Haushalte in Deutschland. In der vom Deutschen Institut für Wirtschaftsforschung (DIW) betreuten Befragung werden seit 1984 jährlich ca. 15 000 Haushalte beziehungsweise 30 000 Personen zu ihrer derzeitigen Lebenssituation befragt (vgl. Goebel et al. 2018 und Wagner et al. 2007). Der Umfang der Befragung vergrößerte sich seit der ersten Welle stark und enthält sowohl Angaben zu objektiven Variablen (z.B. Einkommen, Alter, Geschlecht, Bildung) als auch Informationen zur subjektiven Wahrnehmung der Befragten (z.B. Lebenszufriedenheit, Fairness in der Gesellschaft, Psychologische Indikatoren).

Aufgrund des langen Beobachtungszeitraums und der Datenstruktur kann das SOEP für unterschiedlichste Anwendungen genutzt werden. Dazu gehören die Messung von kurz- und langfristigen Veränderungen über die Zeit und den individuellen Lebenszyklus, die detaillierte Analyse von Politikmaßnahmen, sowie die Beobachtung einschneidender gesellschaftlicher Veränderungen (z.B. Wiedervereinigung).

Aufgrund der Qualität und des Umfangs der Daten wird das SOEP von Wissenschaftlerinnen und Wissenschaftlern weltweit genutzt und ist zudem in internationale Infrastrukturen, wie die harmonisierten Cross National Equivalent Files (CNEF) und das Cross-National Data Center in Luxemburg integriert. Die Daten des SOEP werden jährlich in ca. 300 bis 400 Veröffentlichungen verwendet, darunter auch in Berichten der Bundesregierung und internationalen Organisationen. Die weltweite Anzahl der Nutzerinnen und Nutzer wird auf 3 500 (Ende 2017) geschätzt.

Grundlegende Eigenschaften

Das SOEP zielt darauf ab, die Bevölkerung in Deutschland repräsentativ abzubilden. Dazu wurden in der ersten Welle zwei Stichproben gezogen, von denen sich die erste auf alle Haushalte mit deutschem Haushaltsvorstand bezog (N=4 528). Die zweite Stichprobe bestand aus überproportional

gezogenen Haushalten mit einem griechischen, italienischen, spanischen, türkischen oder jugoslawischen Haushaltsvorstand (N=1 393). Um in den Folgewellen den repräsentativen Charakter des SOEP zu gewährleisten, wurden und werden die Daten durch Erweiterungsstichproben ergänzt. Dazu gehören eine Erweiterungsstichprobe von Ostdeutschland ab 1990, sowie Erweiterungen, die sich auf besondere Einwanderungsströme, zum Beispiel auf die EU Einwanderung aus Zentral- und Osteuropa (2013, 2015) oder die Integration von Flüchtlingen aus dem Mittleren Osten (2016, 2017) beziehen. Da Haushalte aus dem SOEP auch ausscheiden können, stellen zudem Auffrischungsstichproben sicher, dass die Repräsentativität gewährleistet wird und die Gesamtgröße der Stichprobe nicht sinkt. Bei Veränderungen eines Haushalts (z.B. Scheidung oder Auszug der Kinder) werden die neu entstandenen Haushalte ebenfalls Teil der Stichprobe. Basierend auf den Veränderungen in der Gesamtpopulation und in den Daten werden Querschnitts- und Längsschnittgewichte konstruiert, um Ergebnisse entsprechend der Zusammensetzung der Bevölkerung gewichten zu können.

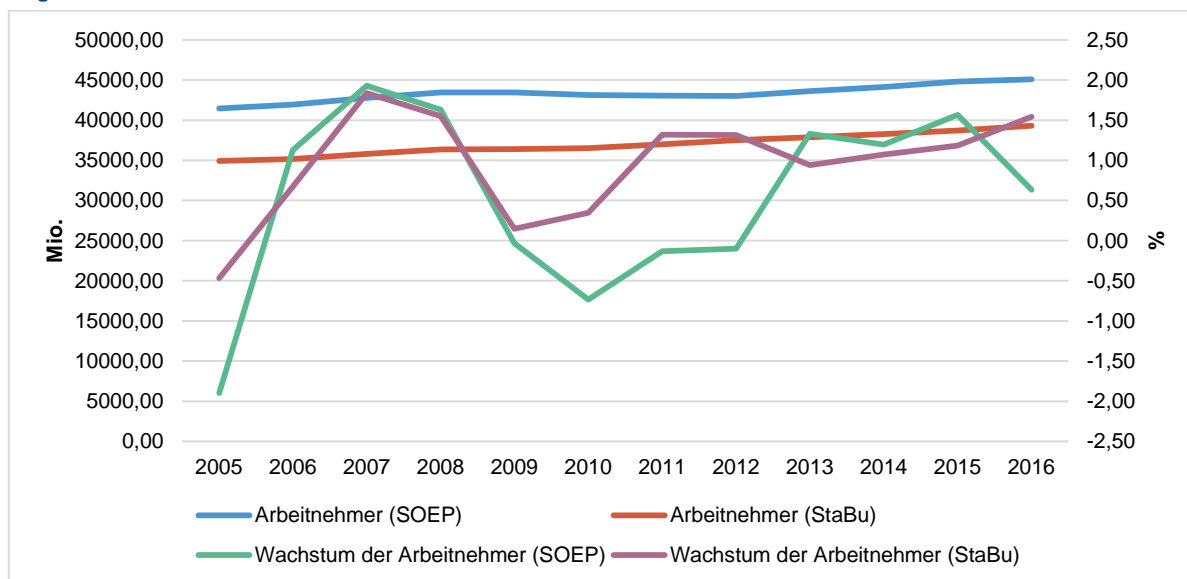
Die Befragungen des SOEP basieren zum Großteil auf persönlichen Interviews und enthalten einen Haushaltsfragebogen, sowie Individualfragebögen für jedes volljährige Haushaltsmitglied. Durch diesen Multi-Level Ansatz können nicht nur Unterschiede zwischen Haushalten, sondern auch Entwicklungen innerhalb von Haushalten analysiert werden. Zentrale Themen der Fragebögen sind Demografie, Bildung, Arbeits- und Berufsleben, Einkommen, Gesundheit und subjektive Indikatoren, die sich auf Werte, Einstellungen und die Persönlichkeit der Befragten beziehen. Kernfragen werden jährlich gestellt, während Themenmodule, z.B. zu den Bereichen Vermögen, Nachbarschaft, Familie und Netzwerke in größeren Abständen verfolgt werden. Neben der direkten Befragung ergänzen innovative Formen der Datenerhebung (z.B. Verhaltensexperimente) das SOEP.

Während das DIW benutzerfreundliche Datensätze und die entsprechende Dokumentation aus den Originaldaten erstellt, können Forscher unter bestimmten Voraussetzungen auch auf die Rohdaten des SOEP zugreifen, was eine transparente Qualitätssicherung ermöglicht.

3.2 Vergleich der Daten des SOEP mit der amtlichen Statistik

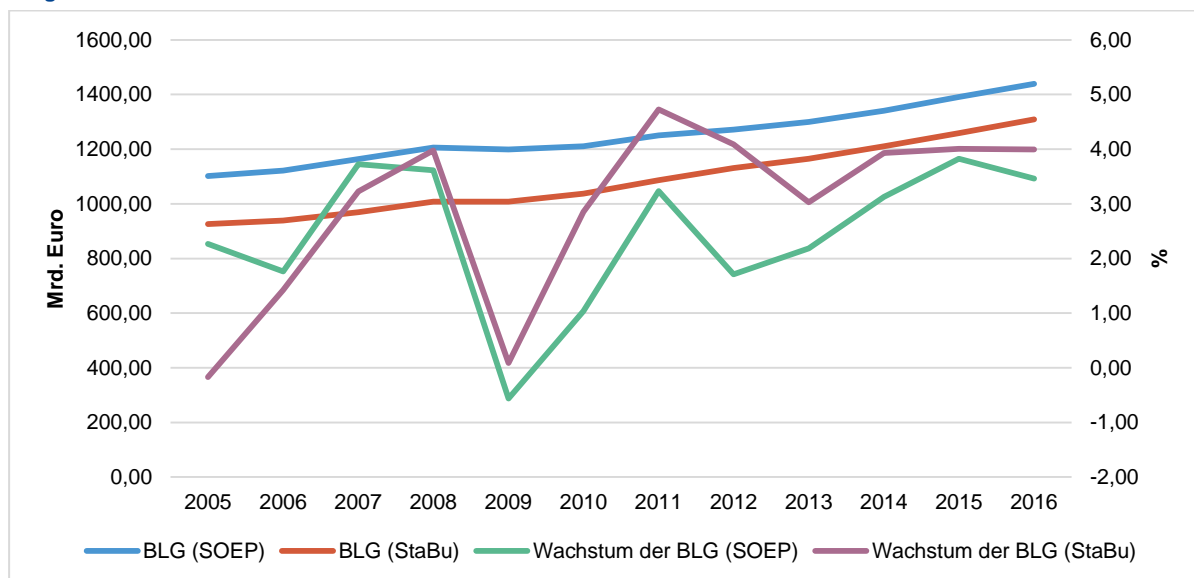
Das SOEP ist als repräsentativer Datensatz grundsätzlich gut geeignet die amtliche Statistik nachzubilden. So sollte eine Aggregation der im SOEP befindlichen Werte nahe den Werten der amtlichen Statistiken liegen, auch wenn das SOEP dem Inländerprinzip folgt und die hier genutzten VGR-Daten dem Inlandsprinzip. In absoluten Zahlen weicht das SOEP allerdings sowohl bei der Zahl der beschäftigten Arbeitnehmer im Inland (AN) als auch bei der Brutto Lohn- und Gehaltssumme im Inland (BLG) von den Daten des Statistischen Bundesamtes (StaBu) nach oben ab (Abbildung 3.1 und Abbildung 3.2). Jedoch weisen beide einen hohen Gleichlauf auf. So ist bei der Betrachtung der Wachstumsrate der Arbeitnehmer gegenüber dem Vorjahr zu beobachten, dass beide insbesondere bis zur Großen Rezession ähnliche Werte aufweisen. Lediglich zwischen 2009 und 2013 und an den beiden Enden weichen sie stärker voneinander ab. Bezüglich der Wachstumsraten der Brutto Lohn- und Gehaltssumme ist die Übereinstimmung deutlicher: Mit Ausnahme des Zeitraumes von 2009 bis 2015 sind beide sehr ähnlich. Zwischen 2009 und 2015 kommt es allerdings zu größeren Abweichungen. Bei der Betrachtung der Brutto Lohn- und Gehaltssumme pro Arbeitnehmer, die wie die Gesamtzahl der Arbeitnehmer für die Steueraufkommensprognose des Arbeitskreises „Steuerschätzungen“ eine Kerngröße ist (vgl. Boss et al. 2009), ist bei der Betrachtung des Niveaus fast kein Unterschied festzustellen (Abbildung 3.3). Auch die Wachstumsraten weichen kaum voneinander ab. Lediglich zwischen 2011 und 2015 weist das SOEP eine geringfügig niedrigere Wachstumsrate auf.

Abbildung 3.1:
Vergleich der Arbeitnehmer in SOEP und amtlicher Statistik 2005–2016



Quelle: SOEP v.34; Statistisches Bundesamt, *Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen*; eigene Berechnungen.

Abbildung 3.2:
Vergleich der Bruttolohn- und Gehaltssumme in SOEP und amtlicher Statistik 2005–2016

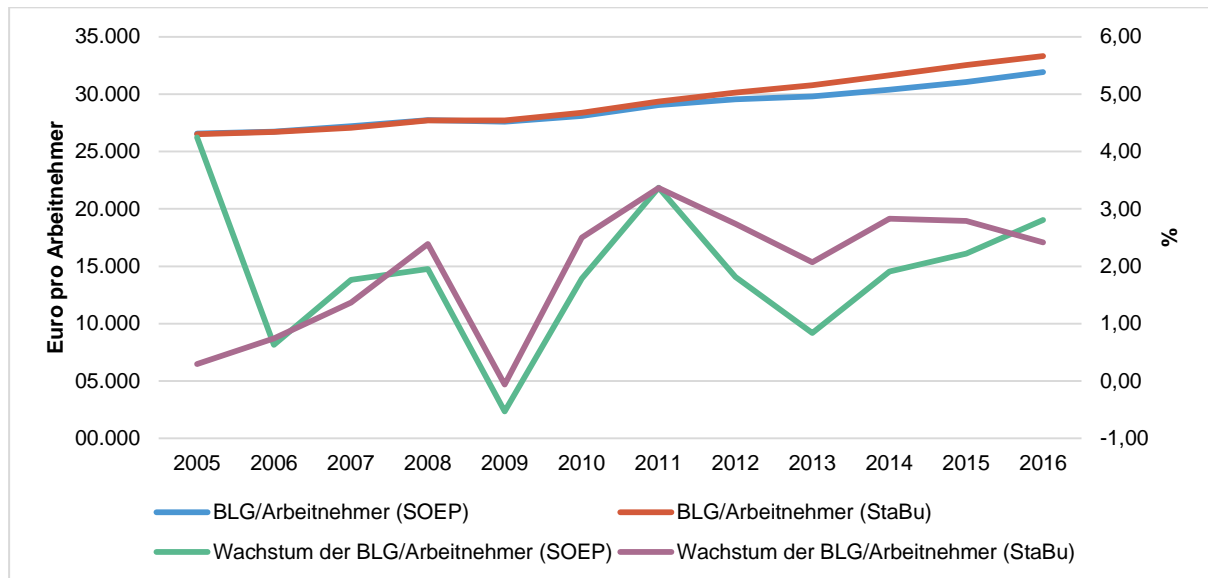


Quelle: SOEP v.34; Statistisches Bundesamt, *Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen*; eigene Berechnungen.

Ein ähnliches Bild ergibt sich bei der Betrachtung der Durchschnittswerte zwischen 2005 und 2016 (Tabelle 3.1). So liegen sowohl die Zahl der Arbeitnehmer als auch die Bruttolohn- und Gehaltssumme im SOEP ca. 15% über ihren Pendanten in der amtlichen Statistik. Jedoch weist die Bruttolohn- und Gehaltssumme je Arbeitnehmer der SOEP-Daten mit 1,6% gegenüber den Daten des Statistischen Bundesamtes im Durchschnitt nur eine sehr geringe Abweichung auf. Die Wachstumsraten gegenüber dem Vorjahr dieser drei Größen sind im SOEP im Durchschnitt denen des Statistischen Bundesamtes ähnlich (Tabelle 3.2). Das Wachstum der Arbeitnehmer im SOEP weicht um 0,4 Prozentpunkte und das der Bruttolohn- und Gehaltssumme im SOEP um 0,5 Prozentpunkte von den Daten der amtlichen Statistik ab. Die Abweichung der Bruttolohn- und Gehaltssumme pro Beschäftigtem beträgt 0,1 Prozentpunkte. Damit wird deutlich, dass das SOEP als Grundlage für die Untersuchung gut geeignet

ist. Zwar werden vermutlich Levels nur schlecht abgebildet werden können, aber Veränderungen gegenüber dem Vorjahr sollten gut darstellbar sein.

Abbildung 3.3:
Vergleich der Bruttolohn- und Gehaltssumme je Arbeitnehmer in SOEP und amtlicher Statistik 2005–2016



Quelle: SOEP v.34; Statistisches Bundesamt, *Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen*; eigene Berechnungen.

Tabelle 3.1:
Vergleich der durchschnittlichen Entwicklung der makroökonomischen Größen in SOEP und amtlicher Statistik 2005–2016 (Arbeitnehmer in Millionen, BLG in Mrd Euro, BLG/AN in Euro pro Arbeitnehmer)

| | SOEP | StaBu | Differenz | |
|--------|----------|----------|-----------|--------------------------|
| | | | absolut | relativ zur Basis (in %) |
| AN | 43 321,7 | 36 983,6 | 6 338,1 | 14,65 |
| BLG | 1 249,6 | 1 087,2 | 162,5 | 15,37 |
| BLG/AN | 28 811,4 | 29 317,0 | -505,6 | -1,59 |

Quelle: SOEP v.34; Statistisches Bundesamt, *Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen*; eigene Berechnungen.

Tabelle 3.2:
Vergleich der durchschnittlichen Wachstumsraten der makroökonomischen Größen in SOEP und amtlicher Statistik 2005–2016 (in Prozent, Differenz in Prozentpunkten)

| | SOEP | StaBu | Differenz |
|--------|------|-------|-----------|
| AN | 0,54 | 0,96 | -0,41 |
| BLG | 2,45 | 2,93 | -0,48 |
| BLG/AN | 1,90 | 1,95 | -0,05 |

Quelle: SOEP v.34; Statistisches Bundesamt, *Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen*; eigene Berechnungen.

3.3 **Entwicklung der Ungleichheit nach Marktarbeitseinkommen 2005–2016**

3.3.1 **Beschreibung der verwendeten Ungleichheitsmaße**

Gini-Koeffizient

Das wahrscheinlich weit verbreitetste Maß zur Darstellung von Ungleichheit ist der Gini-Koeffizient. Er kann einen Wert von 0 bis 1 annehmen, wobei 0 für absolute Gleichheit steht und 1 für absolute Ungleichheit. Auf unser Anwendungsgebiet bezogen, träte ein Gini-Koeffizient von 0 auf, wenn alle arbeitenden Personen den gleichen Jahresbruttolohn inkl. jeglicher Sonderzahlungen erhalten würden, unabhängig davon, wie groß die Bruttolohn- und Gehaltssumme und die Anzahl der Arbeitnehmer als Ganzes sind. Hingegen hätte der gegenteilige hypothetische Extremfall, bei dem nur eine arbeitende Person ein Gehalt bezöge und alle anderen entgeltlos arbeiteten, zur Folge, dass der Gini-Koeffizient 1 betrüge, wiederum unabhängig von der Bruttolohn- und Gehaltssumme sowie der Anzahl der Arbeitnehmer. Mathematisch lässt sich der Gini-Koeffizient G wie folgt berechnen

$$G = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n |x_i - x_j|}{2n^2 \bar{x}},$$

wobei n für die Anzahl der Arbeitnehmer steht und x_i bzw. x_j für das Arbeitseinkommen des Arbeitnehmers i resp. j . \bar{x} steht für das Durchschnittseinkommen aller Arbeitnehmer.

Der Gini-Koeffizient hat mehrere positive Eigenschaften: Als erstes ist er unabhängig vom Mittelwert der Verteilung, obwohl der Mittelwert in die Formel zur Berechnung Einzug erhält. Damit änderte sich der Gini-Koeffizient bei einer Vervielfachung aller Einkommen um den gleichen Faktor nicht (Skaleninvarianz). Des Weiteren ist der Gini-Koeffizient unabhängig von der betrachteten Anzahl von Individuen. So weist zwar der Nenner der Formel explizit n^2 auf, jedoch ist dieses auch implizit im Zähler enthalten. Wenn also die doppelte Anzahl an Personen arbeitete, ohne dass eine Änderung der Gehaltsstruktur stattfände, bliebe der Gini-Koeffizient konstant. Damit bleibt der Gini-Koeffizient von einem Jahr zum nächsten unverändert, wenn sich – entsprechend der impliziten Annahme des Ableitungsverfahrens – die Zahl der Beschäftigten und die Durchschnittslöhne verändern, die Gehaltsstruktur aber unverändert bleibt. Darüber hinaus erfüllt er das Kriterium der Symmetrie. Wenn zwei Personen innerhalb der betrachteten Grundgesamtheit ihre Arbeitseinkommen miteinander tauschen, beispielsweise im Zuge eines Jobwechsels, hätte dies keinen Einfluss auf den Gini-Koeffizienten. Zu guter Letzt erfüllt der Gini-Koeffizient das Pigou-Dalton-Prinzip, welches besagt, ein Transfer des Einkommens einer reicheren zu einer ärmeren Person reduziere die Ungleichheit (vgl. Haughton und Khandker 2009). Allerdings hat der Gini-Koeffizient auch Nachteile bezüglich seiner Aussagekraft. So können zwei ganz unterschiedliche Verteilungen exakt den gleichen Gini-Koeffizienten aufweisen. Damit einher geht auch die Schwäche keine Informationen über die Ursache der Ungleichheit zu beinhalten. So ist anhand des Koeffizienten allein nicht ersichtlich, ob die Ungleichheit z.B. durch eine Ballung von hohen Einkommen oder durch eine von niedrigen Einkommen bedingt ist. Außerdem ist der Gini-Koeffizient im mittleren Einkommensspektrum sensibler als an seinen Enden (vgl. De Maio 2007).

Variationskoeffizient

Ein Maß, auf das man in der Statistik häufig trifft und das auch zur Betrachtung von Ungleichheit genutzt werden kann, ist der Variationskoeffizient. Er ist als das Verhältnis der Standardabweichung s zum Mittelwert \bar{x} definiert:

$$v = \frac{s}{\bar{x}}$$

Damit handelt es sich beim Variationskoeffizienten um die durch den Mittelwert standardisierte Standardabweichung. Der Variationskoeffizient hat die gleichen Vorteile bzgl. Mittelwert, Populationsgröße, Symmetrie und Pigou-Dalton-Prinzip wie der Gini-Koeffizient. Im Extremfall der absoluten Gleichheit beträgt der Variationskoeffizient 0, da auch die Standardabweichung 0 beträgt. Nach oben ist dem Variationskoeffizienten wie auch der Standardabweichung im Gegensatz zum Gini-Koeffizienten keine Grenze gesetzt. Dies schränkt die Vergleichbarkeit verschiedener Ungleichheitsmaße ein. Darüber hinaus ist der Variationskoeffizient besonders anfällig bei Veränderungen an den Enden der Einkommensverteilung und reagiert damit auch sehr sensitiv auf Ausreißer (vgl. De Maio 2007).

Perzentilverhältnis

Das von seiner Idee wahrscheinlich eingängigste Maß ist das Perzentilverhältnis. Der Grundgedanke ist das Verhältnis der hohen Einkommen zu den niedrigen bzw. mittleren Einkommen zu ermitteln. Formal wird das P90/P10- bzw. das P90/P50-Perzentil damit wie folgt berechnet:

$$\frac{P90}{P10} \text{ bzw. } \frac{P90}{P50}.$$

Bei beiden Koeffizienten ist damit eine untere Grenze von 1 gegeben, die genau dann erreicht wird, wenn alle Arbeitnehmer das gleiche Arbeitseinkommen beziehen. Wie für den Variationskoeffizienten gibt es auch für die Perzentilverhältnisse keine Grenze nach oben. Die Perzentilverhältnisse haben den großen Vorteil, dass sich die Ursache ihrer Veränderung klar auf zwei Perzentile beschränken lässt. Gleichzeitig ist damit auch ihr Nachteil verbunden: Sie lassen alles bis auf die beiden betrachteten Perzentile außer Acht. Die Perzentilverhältnisse sind blind für jegliche Veränderungen, die nicht die beiden verwendeten Perzentile verändern. So würde zum Beispiel eine Reduzierung der Ungleichheit im mittleren Arbeitseinkommensbereich, die die Anzahl der Arbeitnehmer nicht beeinflusst, keine Anpassung des Perzentilverhältnisses P90/P10 nach sich ziehen.

3.3.2 Analyse der Ungleichheit der Marktarbeitseinkommen im SOEP 2005–2016

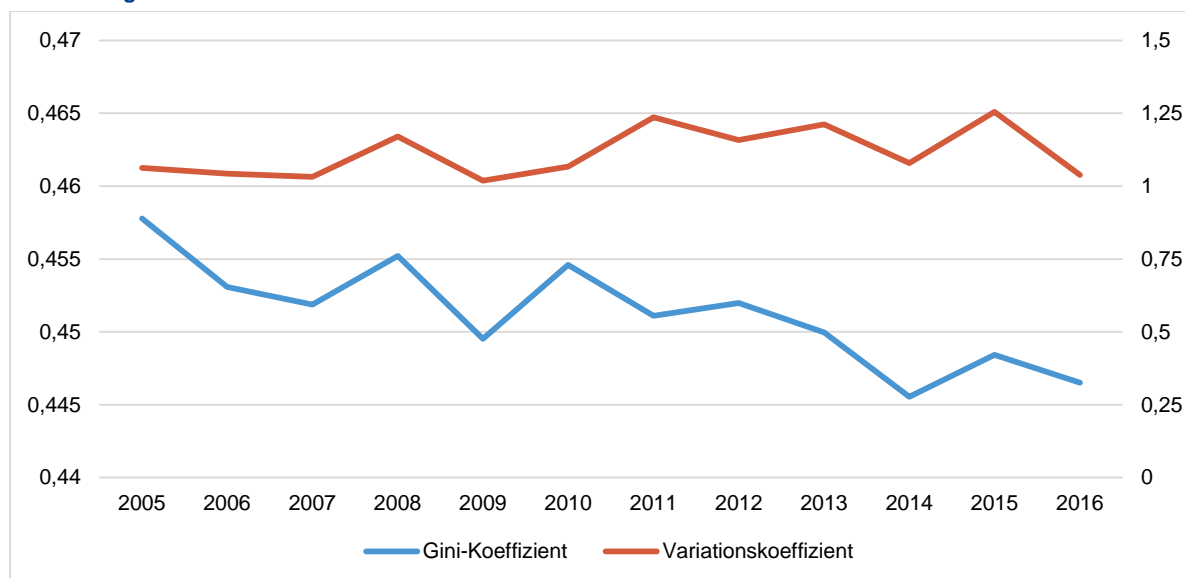
Gini-Koeffizient

Betrachtet man die Ungleichheit der Marktarbeitseinkommen aus abhängiger Beschäftigung im SOEP für die Jahre 2005 bis 2016 auf Grundlage des Gini-Koeffizienten, stellt sich das Bild ein, dass sie von 0,46 (2005) minimal auf 0,45 (2016) zurückgegangen ist (Abbildung 3.4). In diesem Zeitraum ist die Ungleichheit im überwiegenden Zeitraum zurückgegangen. Lediglich in der Großen Rezession stieg die Ungleichheit zunächst etwas stärker an und kehrte erst nach einigen Jahren wieder zu ihrem niedrigeren Level unmittelbar vor Ausbruch der Krise zurück.

Variationskoeffizient

Bei der Heranziehung des Variationskoeffizienten als Maß zur Entwicklung der Ungleichheit ergibt sich ein leicht anderes Bild (Abbildung 3.4). Er befindet sich 2016 auf einem ähnlichen Niveau wie 2005. Wie der Gini-Koeffizient verzeichnet er zur Zeit der Großen Rezession einen leichten Anstieg, der in den Folgejahren aber wieder wettgemacht werden konnte.

Abbildung 3.4:
Entwicklung des Gini- und des Variationskoeffizienten im SOEP 2005–2016



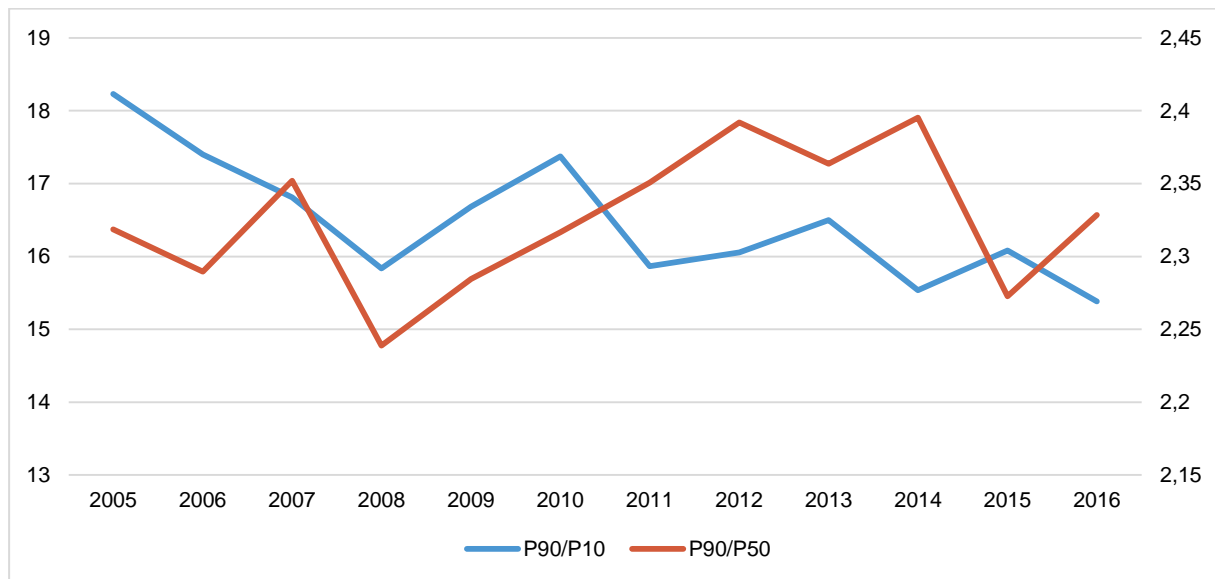
Quelle: SOEP v.34; eigene Berechnungen.

Perzentilverhältnis

Die Entwicklung des P90/P10-Perzentilverhältnisses vermittelt einen ähnlichen Eindruck wie der Gini-Koeffizient (Abbildung 3.5). So ist das Arbeitseinkommen des 90. Perzentils 2005 ca. 18-mal so hoch wie das des zehnten Perzentils. Im Jahr 2016 war es aber nur noch 15,5-mal so hoch. Das Verhältnis des Arbeitseinkommens des 90. Perzentils relativ zu dem des 50. Perzentils hingegen betrug 2005 wie 2016 ca. 2,5. Beide Perzentilverhältnisse haben, wie auch die beiden bereits betrachteten Maße, während der Großen Rezession einen Anstieg zu verzeichnen. Während beim P90/P10-Verhältnis dieser Anstieg bereits 2011 zur Gänze wieder abgebaut wurde, hält er beim P90/P50-Verhältnis bis 2012 an und kann erst nach 2014 abgebaut werden. Gleichzeitig kann das P90/P10-Verhältnis ab 2011 insgesamt einen leichten Rückgang verzeichnen.

Damit erlauben die Perzentilverhältnisse auch Rückschlüsse auf die beiden bereits beschriebenen Koeffizienten. Der leichte Rückgang des Gini-Koeffizienten ist in erster Linie auf einen Rückgang der Ungleichheit zwischen den unteren und mittleren Arbeitseinkommen zurückzuführen. Der Gini-Koeffizient reagiert dort besonders sensitiv, wohingegen er am oberen Einkommensbereich am insensitivsten ist. Gleichzeitig bleibt der Variationskoeffizient davon nahezu unberührt. Dies zeigt deutlich, weshalb es sinnvoll ist, mehrere Ungleichheitsmaße nebeneinander zu verwenden, um die Entwicklung der Arbeitseinkommen abzubilden. Insgesamt ergibt sich so das Bild, dass die Ungleichheit der Marktarbeitseinkommen im Zeitraum von 2005 bis 2016 minimal zurückgegangen ist. Daraus lässt sich der Schluss ziehen, dass sich im Beobachtungszeitraum die Dezile der Arbeitseinkommen unterschiedlich entwickelt haben.

Abbildung 3.5:
Entwicklung der Perzentilverhältnisse im SOEP 2005–2016



Quelle: SOEP v.34; eigene Berechnungen.

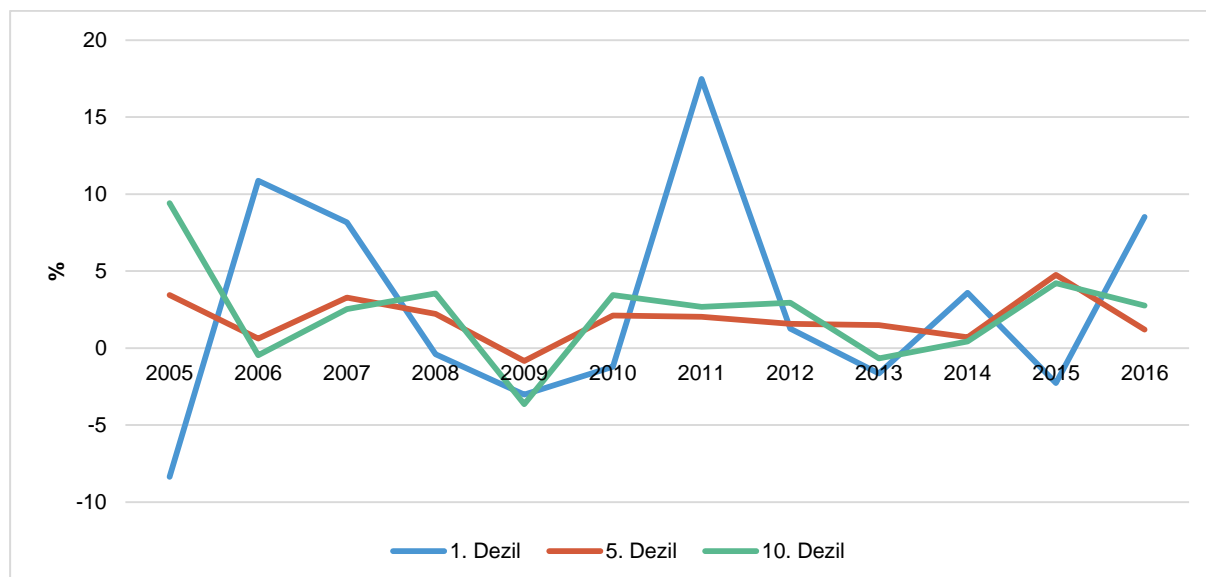
3.4 Entwicklung der Dezile der Marktarbeitseinkommen im SOEP 2005–2016

Erwartungsgemäß ergibt sich bei der Betrachtung der Entwicklung des Wachstums des durchschnittlichen Arbeitseinkommens im SOEP zwischen 2005 und 2016 ein differenziertes Bild. Das erste Dezil entwickelt sich deutlich dynamischer, aber auch volatiler, als das fünfte und das zehnte (Abbildung 3.6). Das Wachstum der Arbeitseinkommen des fünften sowie des zehnten Dezils unterscheiden sich kaum. Das zehnte entwickelt sich insgesamt jedoch ein wenig stärker. Die drei Dezile können im überwiegenden Zeitraum positive Wachstumsraten aufweisen. Lediglich im Jahr 2009 verzeichneten alle gemeinsam einen Rückgang, was angesichts der Großen Rezession nicht verwundert. Die große Volatilität des ersten Dezils ergibt sich aus den Zusammensetzung. Hier sind Lohneinkommen ab 1 Euro erfasst. Die Beschäftigten dieses Dezils wechseln auch besonders häufig zwischen Beschäftigung und Nichtbeschäftigung bzw. zwischen Jobs mit unterschiedlichen Höhen. Dadurch kann es im ersten Dezil zu besonders großen Schwankungen kommen. Diese Schwankungen werden beseitigt, wenn der Minilohnsektor ausgeklammert wird (siehe Kapitel 3.5.1). Dies verdeutlicht, dass die Lohneinkommen unter 400 bzw. 450 Euro jährlich hier für die starke Volatilität des ersten Dezils verantwortlich sind.

Vergleicht man die durchschnittlichen Wachstumsraten, die sich für das durchschnittliche Arbeitseinkommen der Dezile im SOEP ergeben, kann man recht große Differenzen feststellen. Während das dritte Dezil eine durchschnittliche Wachstumsrate von 2,76% aufweisen konnte, war das Wachstum im siebten Dezil mit durchschnittlich 1,48% in etwa nur halb so groß (Tabelle 3.3). Hier zeigt sich deutlich, wie heterogen das Wachstum zwischen den Dezilen ausfällt. Auf das ganze SOEP bezogen betrug das durchschnittliche Wachstum des Arbeitseinkommens pro Arbeitnehmer zwischen 2005 und 2016 1,9% (Tabelle 3.2). Das erste Dezil wuchs mit 2,75% kaum schwächer als das dritte. Insgesamt ist auffällig, dass die unteren Dezile am stärksten gewachsen sind, wohingegen die Dezile der oberen Mitte – sechstes, siebtes und achttes Dezil – mit einem durchschnittlichen Wachstum in Höhe von 1,58%, 1,48% resp. 1,57% die Schlusslichter darstellen. Die beiden obersten Dezile sind im

unteren bzw. oberen Mittelfeld bzgl. der durchschnittlichen Wachstumsraten. So wuchsen das neunte Dezil durchschnittlich mit 1,76% und das zehnte mit 2,27%.

Abbildung 3.6:
Entwicklung des Wachstums des durchschnittlichen Arbeitseinkommens im ersten, fünften und zehnten Dezil des SOEP 2005–2016



Quelle: SOEP v.34; eigene Berechnungen.

Tabelle 3.3:
Wachstum des durchschnittlichen Arbeitseinkommens der Dezile im SOEP 2005–2016 (in Prozent)

| Dezil | Ø | Rangfolge |
|-------|------|-----------|
| 1 | 2,75 | 2 |
| 2 | 2,56 | 3 |
| 3 | 2,76 | 1 |
| 4 | 2,23 | 5 |
| 5 | 1,88 | 6 |
| 6 | 1,58 | 8 |
| 7 | 1,48 | 10 |
| 8 | 1,57 | 9 |
| 9 | 1,76 | 7 |
| 10 | 2,27 | 4 |

Quelle: SOEP v.34; eigene Berechnungen.

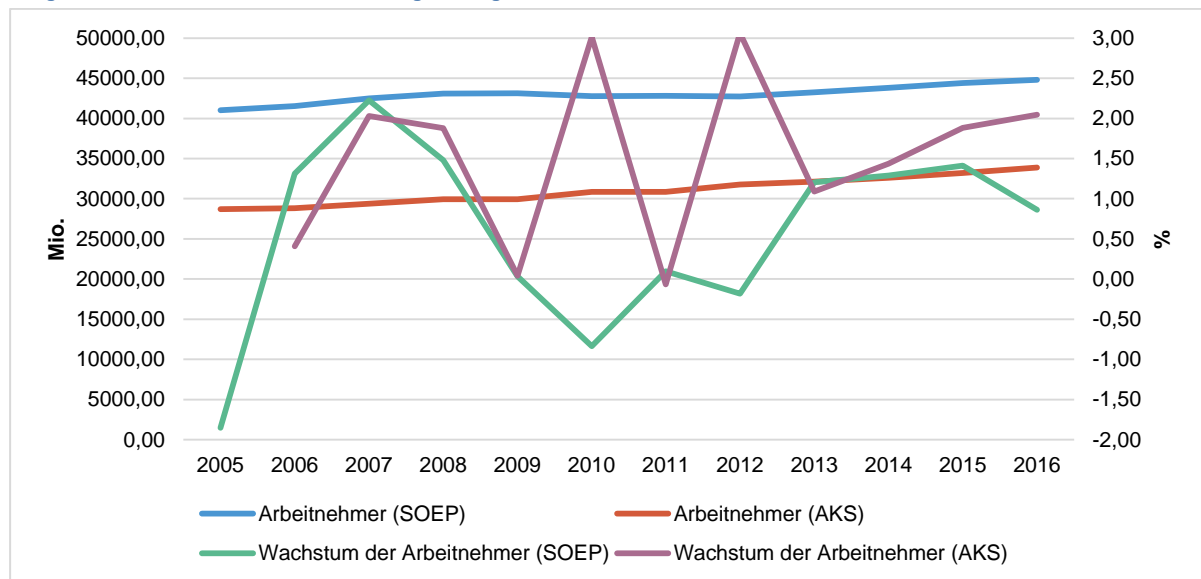
3.5 Deskriptive Auswertung des SOEP (ohne Minilöhne)

Nachdem das Ableitungsschema des Arbeitskreises Steuerschätzungen (AKS) zum Wesentlichen auf BLG- und Beschäftigtenzahlen ohne Minilöhne sowie dessen Empfängerinnen und Empfängern beruht, soll im Folgenden die deskriptive Auswertung der Kapitel 3.2 und 3.3 noch einmal ohne den einer pauschalisierten Besteuerung unterliegenden Minilohnsektor betrachtet werden.

3.5.1 Vergleich der Daten des SOEP mit denen des AKS

Auch die Zahl der Beschäftigten ohne Minijobberinnen und -jobber laut SOEP liegen deutlich über der des AKS (Abbildung 3.7).^{††} Die Wachstumsraten hingegen ergeben ein gemischtes Bild. So sind einige Wachstumsraten laut SOEP sehr nah an denen, die im AKS verwendet werden, andere hingegen weisen Unterschiede von mehreren Prozentpunkten auf. Dies gilt auch für die Jahre 2010 und 2012 in denen die Wachstumsraten nach AKS deutliche Sprünge aufweisen.^{††} Das Gleiche gilt für die BLG ohne Minilöhne: Das Niveau liegt im SOEP deutlich über dem des AKS (Abbildung 3.8). Auch hier liegen die Wachstumsraten z.T. beträchtlich auseinander. So verzeichnet die BLG nach AKS einen Anstieg von 8,5% gegenüber Vorjahr und laut SOEP lediglich von 1%. Bei der BLG/AN ergibt sich kein so kongruentes Bild wie bei der Betrachtung ohne den Minilohnsektor. Die BLG/AN des SOEP liegt im kompletten Beobachtungszeitraum unter den Werten des AKS (Abbildung 3.9). Auch die Wachstumsraten beider Datengrundlagen zeigen kein übereinstimmendes Bild. Wieder kulminiert die Differenz im Jahr 2010, in dem laut AKS eine Steigerung von über 5% gegenüber Vorjahr vorlag, wohingegen aus dem SOEP nur eine Steigerung von nicht einmal 2% erzielt werden konnte. Diese unterschiedlichen Niveaus und Wachstumsraten lassen sich bereits auf der Ebene der Mittelwerte von 2005 bis 2016 beobachten (Tabellen 3.4 und 3.5).

Abbildung 3.7:
Vergleich der Arbeitnehmer nach Datengrundlage von SOEP und AKS 2005–2016

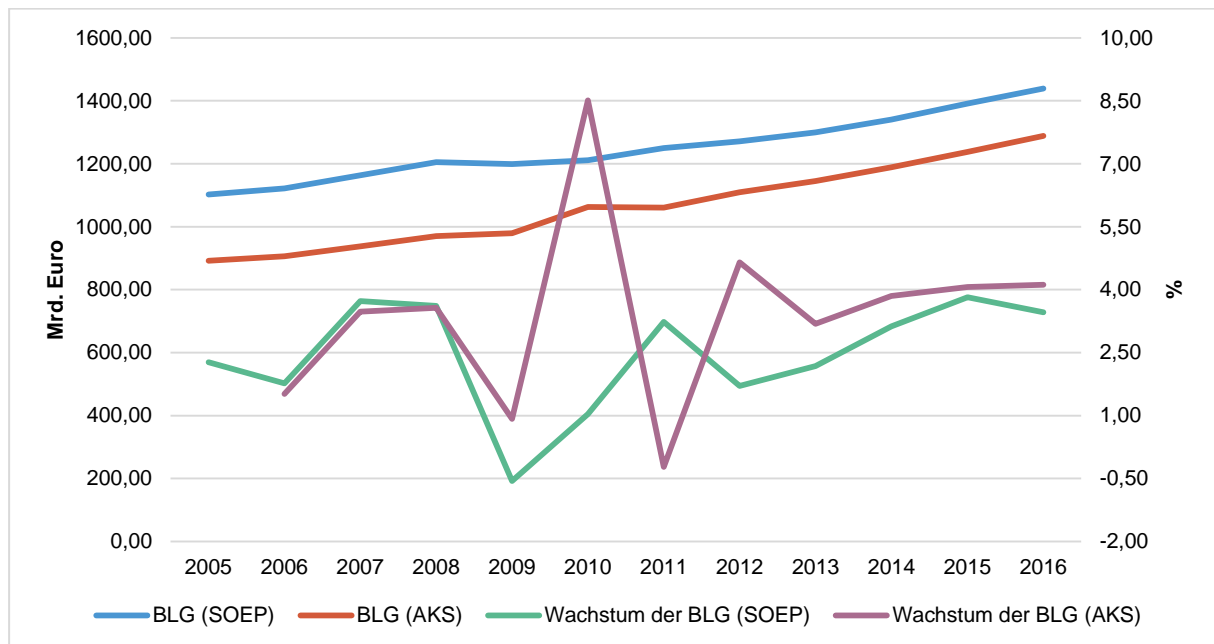


Quelle: SOEP v.34; Bundesministerium der Finanzen, interne Unterlagen; eigene Berechnungen.

^{††} Als Datengrundlage für den AKS wird die Novemberveröffentlichung des übernächsten Jahres herangezogen, also bspw. November 2018 für das Jahr 2016. Dies entspricht weitestgehend dem Veröffentlichungszeitpunkt des jeweiligen Jahres für das SOEP. Lediglich für 2006 und 2007 müssen wir bei den Daten des AKS mangels Verfügbarkeit auf den Datenstand des AKS von Herbst 2007 respektive Herbst 2008 ausweichen. Für den gesamten Betrachtungszeitraum gilt, dass auch bei der Verwendung anderer Datenstände für den AKS sich ein ähnliches Bild ergibt.

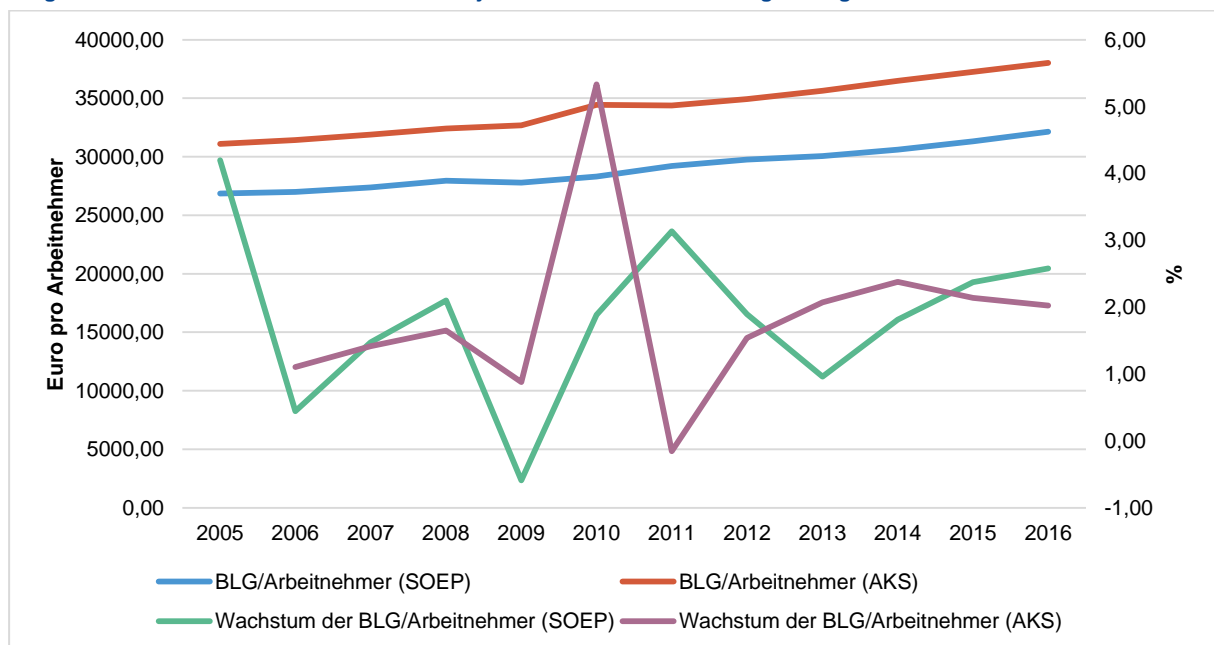
^{††} Dies ist auch der Fall, wenn andere Datenstände des AKS verwendet werden.

Abbildung 3.8:
Vergleich der Bruttolohn- und Gehaltssumme nach Datengrundlage von SOEP und AKS 2005–2016



Quelle: SOEP v.34; Bundesministerium der Finanzen, interne Unterlagen; eigene Berechnungen.

Abbildung 3.9:
Vergleich der Bruttolohn- und Gehaltssumme je Arbeitnehmer nach Datengrundlage von SOEP und AKS 2005–2016



Quelle: SOEP v.34; Bundesministerium der Finanzen, interne Unterlagen; eigene Berechnungen.

Tabelle 3.4:
Vergleich der durchschnittlichen Entwicklung der makroökonomischen Größen nach Datengrundlage von SOEP und AKS 2005–2016 (Arbeitnehmer in Millionen, BLG in Mrd Euro, BLG/AN in Euro pro Arbeitnehmer)

| | SOEP | AKS | Differenz | |
|--------|----------|----------|-----------|--------------------------|
| | | | absolut | relativ zur Basis (in %) |
| AN | 42 987,3 | 31 008,2 | 11 979,1 | 27,91 |
| BLG | 1 249,6 | 1 064,9 | 184,7 | 17,90 |
| BLG/AN | 29 032,9 | 34 223,5 | -5 190,6 | -15,12 |

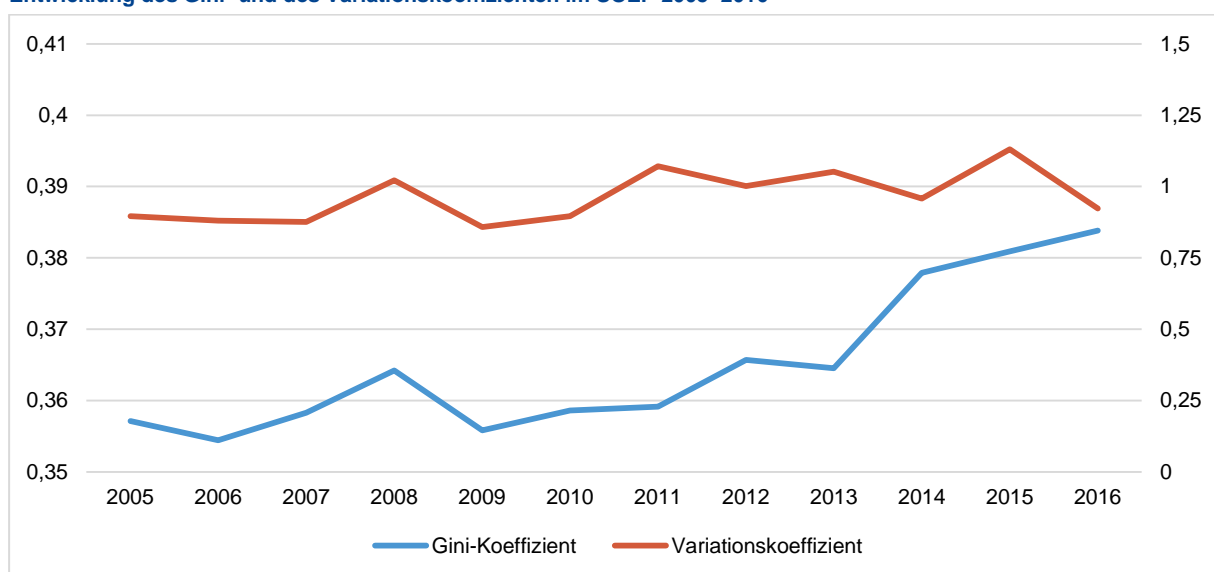
Quelle: SOEP v.34; Bundesministerium der Finanzen, interne Unterlagen; eigene Berechnungen.
Tabelle 3.5:
Vergleich der durchschnittlichen Wachstumsraten der makroökonomischen Größen nach Datengrundlage von SOEP und AKS 2005–2016 (in Prozent, Differenz in Prozentpunkten)

| | SOEP | AKS | Differenz |
|--------|------|------|-----------|
| AN | 0,81 | 1,53 | -0,72 |
| BLG | 2,47 | 3,42 | -0,95 |
| BLG/AN | 1,64 | 1,85 | -0,21 |

Quelle: SOEP v.34; Bundesministerium der Finanzen, interne Unterlagen; eigene Berechnungen.

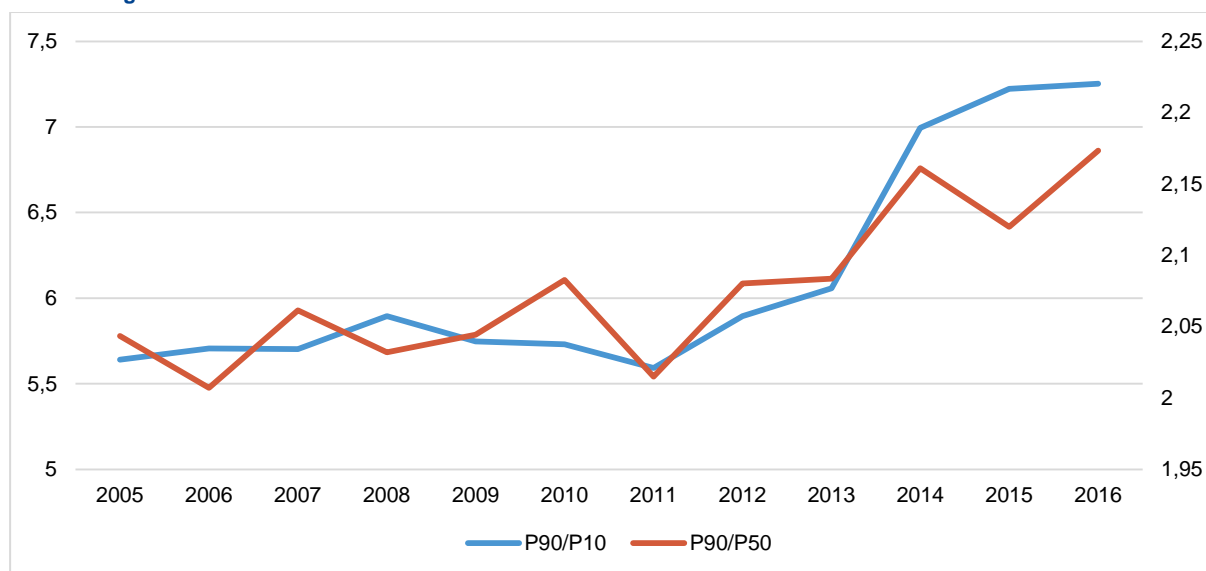
3.5.2 Analyse der Ungleichheit (ohne Minilöhne)

Bei der Betrachtung der Ungleichheit der Marktarbeitseinkommen ohne Minilöhne ergibt sich ein anderes Bild als bei dem Blick auf die gesamten Marktarbeitseinkommen. Zwar stagniert der Variationskoeffizient ebenfalls von 2005 bis 2016 (Abbildung 3.10). Jedoch steigt der Gini-Koeffizient im gleichen Zeitraum leicht von 0,36 auf 0,38 an. Das bedeutet, dass im Beobachtungszeitraum die

Abbildung 3.10:
Entwicklung des Gini- und des Variationskoeffizienten im SOEP 2005–2016

Quelle: SOEP v.34; eigene Berechnungen.

Ungleichheit laut Gini-Koeffizient leicht gestiegen ist. Das gleiche gilt für die Perzentilverhältnisse: Sowohl das Verhältnis P90/P10 als auch das Verhältnis P90/P50 steigen im Beobachtungszeitraum an (Abbildung 3.11). Das bedeutet, dass die Löhne des 90. Perzentsils von 2005 bis 2016 stärker gestiegen sind als die des 10. respektive des 50. Perzentsils.

Abbildung 3.11:
Entwicklung der Perzentilverhältnisse im SOEP 2005–2016



Quelle: SOEP v.34; eigene Berechnungen.

3.5.3 Entwicklung der Dezile der Marktarbeitseinkommen im SOEP (ohne Minilöhne)

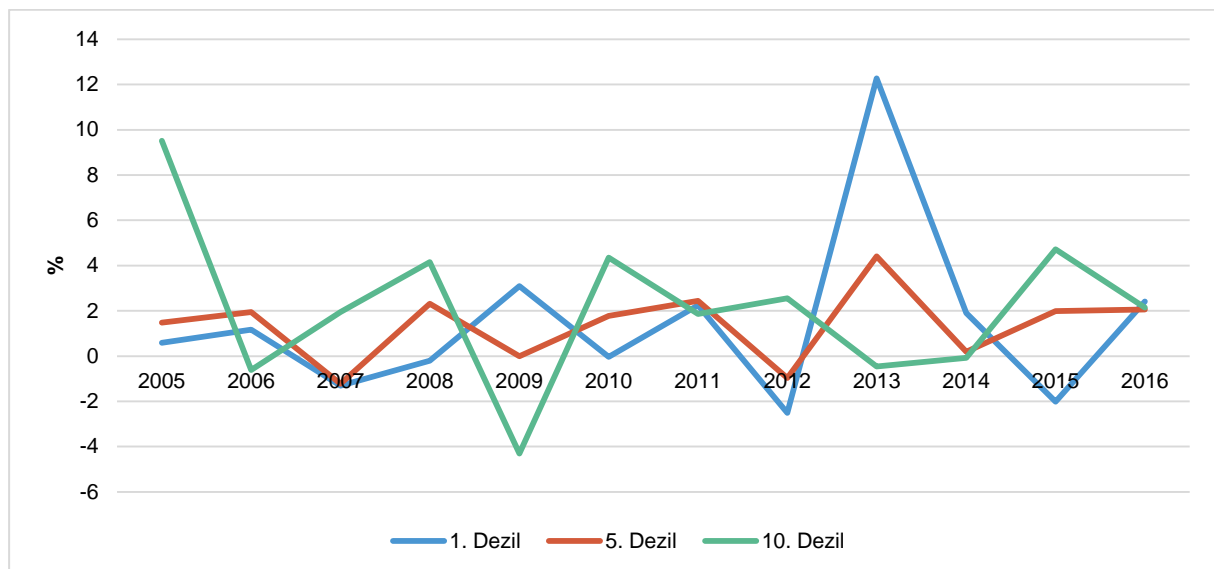
Wenn der Minilohnsektor in der Betrachtung exkludiert wird, ergibt sich in der Analyse ein anderes Bild. Zum einen ist die Entwicklung der durchschnittlichen Löhne jedes Dezils deutlich homogener als in der Betrachtung von Kapitel 3.4 (Tabelle 3.6). Zum anderen ist die Entwicklung der einzelnen Dezile nicht mehr so volatil wie noch in der Betrachtung einschließlich des Minilohnsektors. So ist zwar das erste Dezil nach wie vor noch am volatilsten (Abbildung 3.12). Jedoch kann der deutliche Anstieg im Jahr 2013 mit 12% gegenüber dem Vorjahr ganz einfach erklärt werden: In diesem Jahr wurde die Minilohngrenze von 400 auf 450 Euro angehoben. Dadurch verschiebt sich die untere Grenze des ersten Dezils deutlich nach oben. Waren in der Betrachtung mit Minilöhnen noch die unteren Dezile diejenigen mit den größten prozentualen Lohnzuwächsen, so hat sich dies in der Betrachtung ohne Minilöhne fast umgekehrt: Die oberen beiden Dezile verzeichnen hier die größten Zuwächse. Das erste Dezil ist hier fünf Plätze nach hinten gerutscht. Im Mittelfeld hingegen hat sich eher weniger geändert. Die gesamte Spannweite beträgt nun aber weniger als 0,9 Prozentpunkte, wohingegen sie davor fast 1,3 Prozentpunkte ausmachte. Das Verhältnis vom am stärksten wachsenden Dezil zu dem am schwächsten wachsenden verringert sich aber nur geringfügig von 1,9 auf 1,7.

Tabelle 3.6:
Wachstum des durchschnittlichen Arbeitseinkommens der Dezile im SOEP 2005–2016 (in Prozent)

| Dezil | Ø | Rangfolge |
|-------|------|-----------|
| 1 | 1,47 | 7 |
| 2 | 1,60 | 4 |
| 3 | 1,61 | 3 |
| 4 | 1,52 | 5 |
| 5 | 1,37 | 8 |
| 6 | 1,26 | 10 |
| 7 | 1,36 | 9 |
| 8 | 1,52 | 6 |
| 9 | 1,69 | 2 |
| 10 | 2,15 | 1 |

Quelle: SOEP v.34; eigene Berechnungen.

Abbildung 3.12:
Entwicklung des Wachstums des durchschnittlichen Arbeitseinkommens im ersten, fünften und zehnten Dezil des SOEP 2005–2016



Quelle: SOEP v.34; eigene Berechnungen.

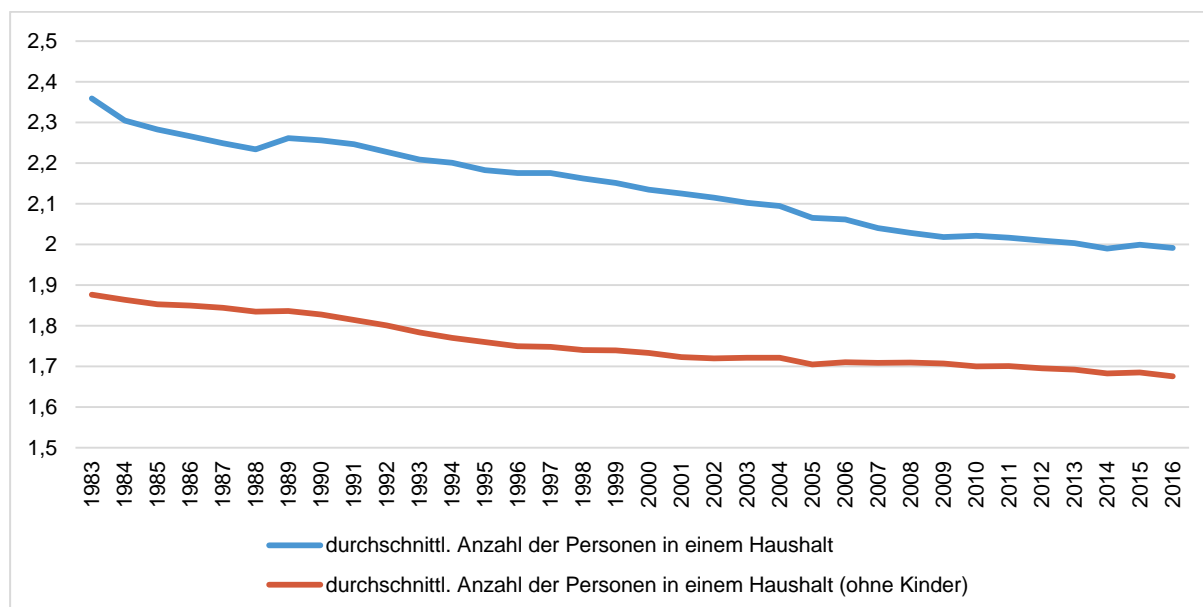
3.6 Entwicklung von Haushaltsgröße und -zusammensetzung

Eine Verschiebung der Lohnsteuerklassen kann ebenfalls zum Entstehen der Ableitungsdifferenz führen. Eine solche Verschiebung sollte sich dann sowohl in der Haushaltsgröße als auch am Arbeitsangebotsverhalten in Haushalten widerspiegeln.⁵⁵ So kann eine steigende Erwerbsbeteiligung von Ehepartnern einen Wechsel der Steuerklasse nach sich ziehen, während ein Rückgang der Eheschließungen ebenfalls auf die Lohnsteuerklassen wirkt. Beide möglichen Ursachen werden hier anhand des SOEP untersucht.

⁵⁵ Nachdem in der Vergangenheit die überwiegende Anzahl an Partnerschaften in Mehrpersonenhaushalten aus gemischtgeschlechtlichen Beziehungen bestand, in denen der Mann Einzelverdiener war, erwarten wir, dass insbesondere aus der steigenden Erwerbsbeteiligung von Frauen in Partnerschaften in Mehrpersonenhaushalten Effekte zu erwarten sind.

Von 1983 bis 2016 ist, anhand der Datenbasis des SOEP, die durchschnittliche Haushaltsgröße zurückgegangen (Vgl. Abbildung 3.13). So ist die durchschnittliche Anzahl der Personen in einem Haushalt von 2,4 Personen (1983) auf 2,0 Personen (2016) gefallen. Allerdings kann dies durch eine sinkende Anzahl von Kindern ausgelöst werden, was nur einen indirekten Einfluss auf die Steuerklasse hat. Allerdings ist auch bei Nichtberücksichtigung von Kindern die durchschnittliche Anzahl von Personen im Haushalt von 1,9 Personen (1983) auf 1,7 Personen (2016) gesunken, was durch eine Verringerung der Anzahl von Paarhaushalten^{***} zugunsten von Singlehaushalten hindeuten kann. Eine solche Verschiebung kann anhand des SOEP in Abbildung 3.14 beobachtet werden. Der Anteil von Paarhaushalten sank von 48% (1983) auf 43% (2016), während gleichzeitig der Anteil der Singlehaushalte von 18% (1983) auf 28% (2016) zunahm. Für sich betrachtet bedeutet dies, dass die Lohnsteuerklasse I 2016 häufiger gewählt werden sollte als 1983. Die gleiche Analyse gilt in quantitativ vermindertem Umfang, wenn wir den Beobachtungszeitraum auf 2005 bis 2016 einschränken.^{†††}

Abbildung 3.13:
Durchschnittliche Personenzahl eines Haushaltes im SOEP 1983–2016

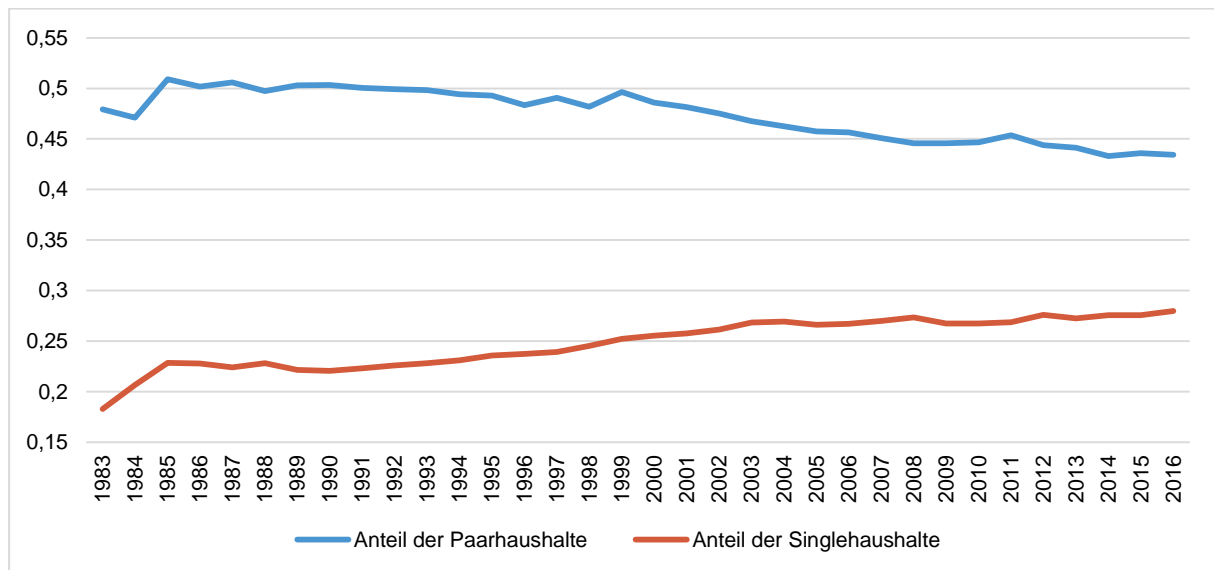


Quelle: SOEP v.34; eigene Berechnungen.

^{***} Aufgrund des hier vorliegenden Untersuchungszweckes wurden auch Haushalte, mit getrenntlebenden, aber verheirateten Personen, zu den Paarhaushalten hinzugezählt. Die Singlehaushalte beinhalten keine Haushalte von Verwitweten oder Geschiedenen. Damit kann die demografisch wirksam werdende Entscheidung zum Singlehaushalt noch deutlicher erfasst werden. Der hier gezeigte Abstand zwischen Single- und Paarhaushalten kann aufgrund unserer Auswahl als obere Grenze angesehen werden.

^{†††} Allerdings steigt in diesem Fall der Anteil der Singlehaushalte nur noch um 2 Prozentpunkte, wohingegen die restlichen Verschiebungen sich noch relativ deutlicher vollziehen.

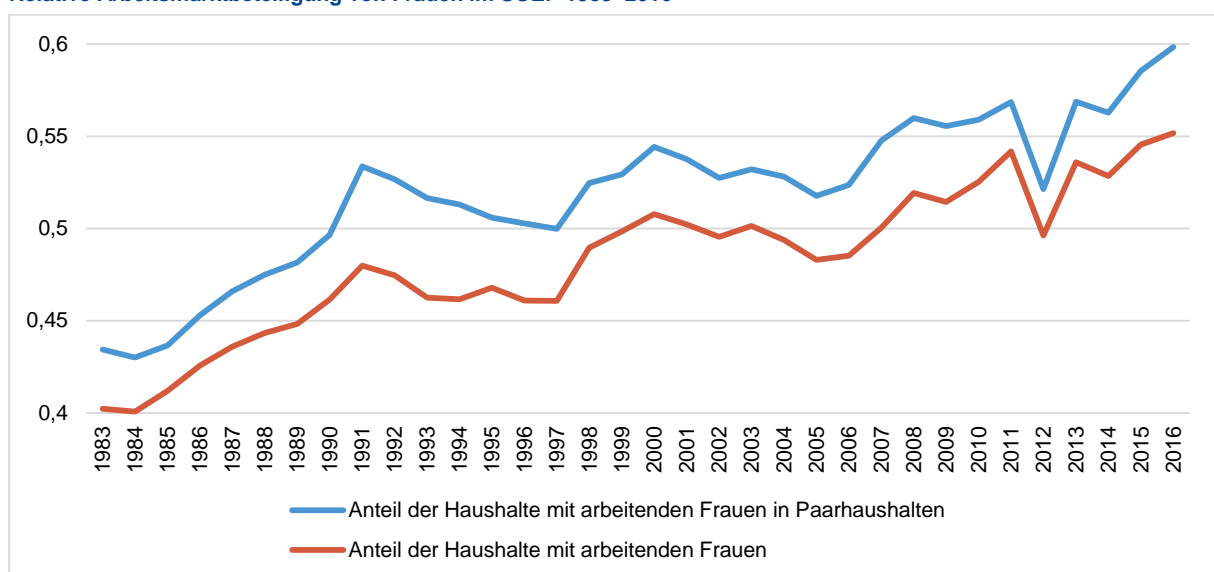
Abbildung 3.14:
Relative Anzahl von Ein- und Mehrpersonenhaushalten im SOEP 1983–2016



Quelle: SOEP v.34; eigene Berechnungen.

Darüber hinaus kann eine steigende Erwerbsbeteiligung in Paarhaushalten einen Anreiz bieten die Lohnsteuerklasse zu wechseln. Anhand des SOEP lässt sich beispielsweise feststellen, dass die Erwerbsbeteiligung von Frauen insgesamt (relativ zur Anzahl von Haushalten mit Frauen insgesamt) von 40% (1983) auf 55% (2016) angestiegen ist (Abbildung 3.15). Auch die Erwerbsbeteiligung von Frauen in Paarhaushalten ist in diesem Zeitraum gestiegen. So nahm der Anteil der Haushalte mit arbeitenden Frauen in Paarhaushalten (relativ zur Anzahl der Haushalte mit Frauen in Paarhaushalten insgesamt) von 43% (1983) auf 60% (2016) zu. Die gleiche Analyse hält in quantitativ verringertem Umfang, wenn der Untersuchungszeitraum auf 2005 bis 2016 beschränkt wird. Auch die Erwerbsbeteiligung von Frauen deutet also auf eine Verschiebung der Lohnsteuerklassen hin.

Abbildung 3.15:
Relative Arbeitsmarktbeteiligung von Frauen im SOEP 1983–2016

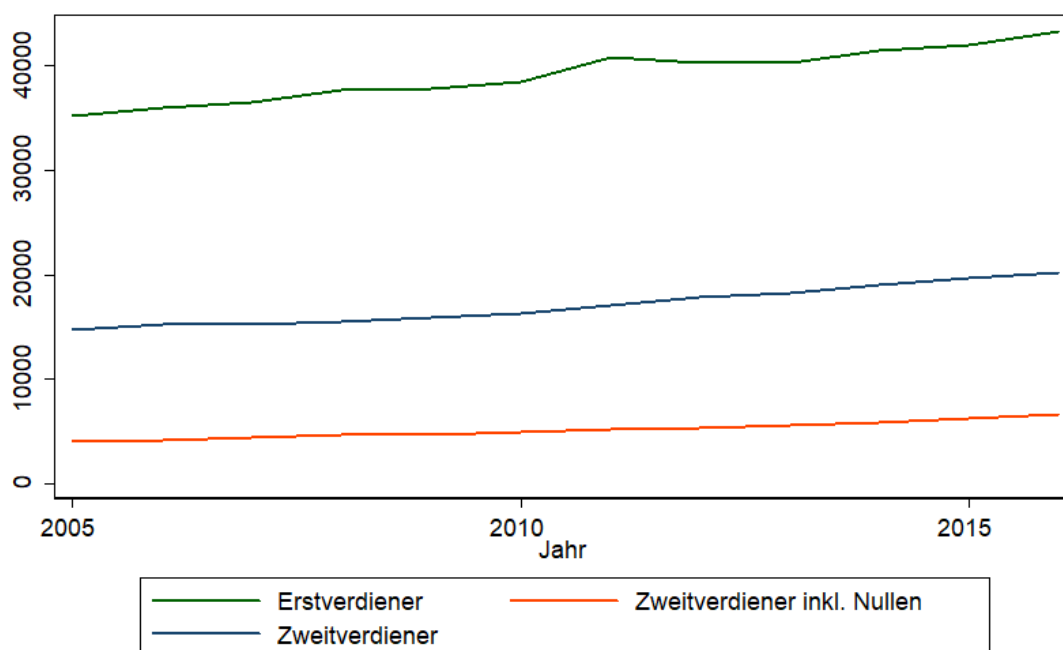


Quelle: SOEP v.34; eigene Berechnungen.

Neben der Frage der Anzahl von Ehen und der Erwerbsbeteiligung ist für die Ableitungsdifferenz auch relevant, wie stark sich die Einkommen der Ehepartner innerhalb der Ehe unterscheiden.

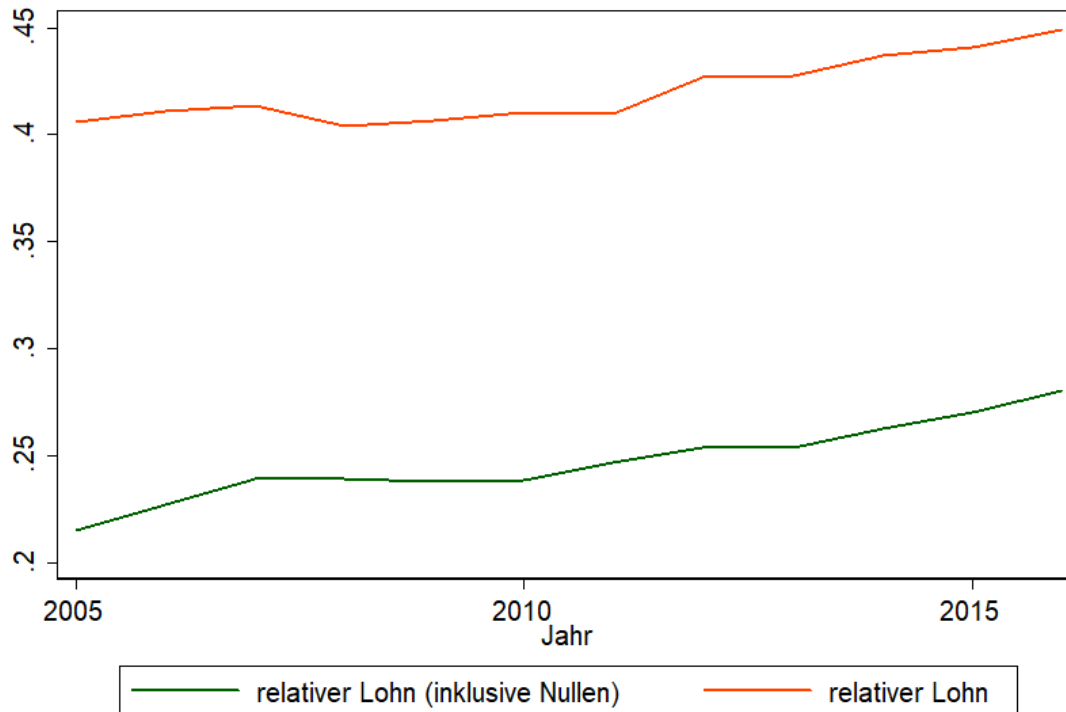
Die beiden Abbildungen 3.16 und 3.17 zeigen, wie sich die durchschnittlichen Bruttolöhne von Erstverdienern und Zweitverdienern laut SOEP in den vergangenen Jahren entwickelt haben. Dabei werden ausschließlich Löhne aus abhängiger Beschäftigung berücksichtigt. Für Zweitverdiener werden sowohl der Durchschnitt inklusive Personen ohne Arbeitseinkommen sowie der unbedingte Durchschnitt gezeigt. Abbildung 3.17 zeigt das durchschnittliche Verhältnis zum Gehalt von Erst- und Zweitverdiener. Es zeigt sich, dass sowohl konditional als auch unbedingte dieses Verhältnis in den vergangenen Jahren angestiegen ist. Der überproportionale Anstieg des Verdiensts von Zweitverdienern führt bei der Wahl der Steuerklassenkombination III/V potenziell zu einem stärkeren Anstieg der Lohnsteuer als ein entsprechender Lohnanstieg, der sich proportional gleich auf Erst- und Zweitverdiener verteilt (siehe Kapitel 2.2).

Abbildung 3.16:
Entwicklung des Durchschnittslohns von verheirateten Erst- und Zweitverdienern 2005–2015



Quelle: SOEP v.34; eigene Berechnungen.

Abbildung 3.17:
Durchschnittlicher Lohn von Zweitverdienern relativ zu Erstverdienern 2005–2015



Quelle: SOEP v.34; eigene Berechnungen.

Tabelle 3.7 zeigt die den beiden Abbildungen zugrundeliegenden Zahlen.

Tabelle 3.7:
Löhne von Erst- und Zweitverdienern 2005–2016

| Jahr | Durchschnittslohn Erstverdiener | Durchschnittslohn Zweitverdiener | Durchschnittslohn Zweitverdiener (inkl. Nicht- arbeitender) | Durchschnittlicher relativer Lohn von Zweitverdienern | Durchschnittlicher relativer Lohn von Zweitverdienern (inkl. Nicht- arbeitender) |
|------|------------------------------------|-------------------------------------|--|---|--|
| 2005 | 35 275 | 14 730 | 3 991 | 0,41 | 0,22 |
| 2006 | 35 961 | 15 183 | 4 202 | 0,41 | 0,23 |
| 2007 | 36 488 | 15 284 | 4 412 | 0,41 | 0,24 |
| 2008 | 37 640 | 15 529 | 4 617 | 0,40 | 0,24 |
| 2009 | 37 796 | 15 842 | 4 683 | 0,41 | 0,24 |
| 2010 | 38 410 | 16 230 | 4 975 | 0,41 | 0,24 |
| 2011 | 40 771 | 17 018 | 5 216 | 0,41 | 0,25 |
| 2012 | 40 299 | 17 846 | 5 354 | 0,43 | 0,25 |
| 2013 | 40 308 | 18 255 | 5 583 | 0,43 | 0,25 |
| 2014 | 41 456 | 18 966 | 5 807 | 0,44 | 0,26 |
| 2015 | 42 015 | 19 652 | 6 202 | 0,44 | 0,27 |
| 2016 | 43 316 | 20 228 | 6 577 | 0,45 | 0,28 |

Quelle: SOEP v.34; eigene Berechnungen.

4 Lohnsteuersimulation auf Basis des SOEP

Um den Einfluss des heterogenen Lohnwachstums auf die Ableitungsdifferenz zu quantifizieren, wird mithilfe von Mikrosimulation das Ableitungsverfahren des Arbeitskreises „Steuerschätzungen“ nachgebildet und – zusätzlich – das unterschiedliche Lohnwachstum in verschiedenen Dezilen berücksichtigt.

4.1 Simulation des Lohnsteueraufkommens auf Dezilebene

Als erste Simulationsauswertung wird das Lohnsteueraufkommen anhand der Daten des SOEP auf Dezilebene simuliert. Dazu wird zum einen die tatsächliche Lohnentwicklung der einzelnen Dezile selbst betrachtet und dann mit dem Fall verglichen, dass das Lohnwachstum über alle Dezile gleich dynamisch gewesen wäre. In beiden Varianten können sowohl eine Ableitungsdifferenz als auch eine Elastizität anhand der Daten des SOEP nach dem Ableitungsschema des AKS berechnet werden.⁺⁺⁺ Der Vergleich der beiden Szenarien kann einen ersten Aufschluss geben, ob die Unterstellung eines homogenen Lohnwachstums zum Entstehen der positiven Ableitungsdifferenz beiträgt.

4.1.1 Simulation bei tatsächlichem durchschnittlichen Lohnwachstum der Dezile

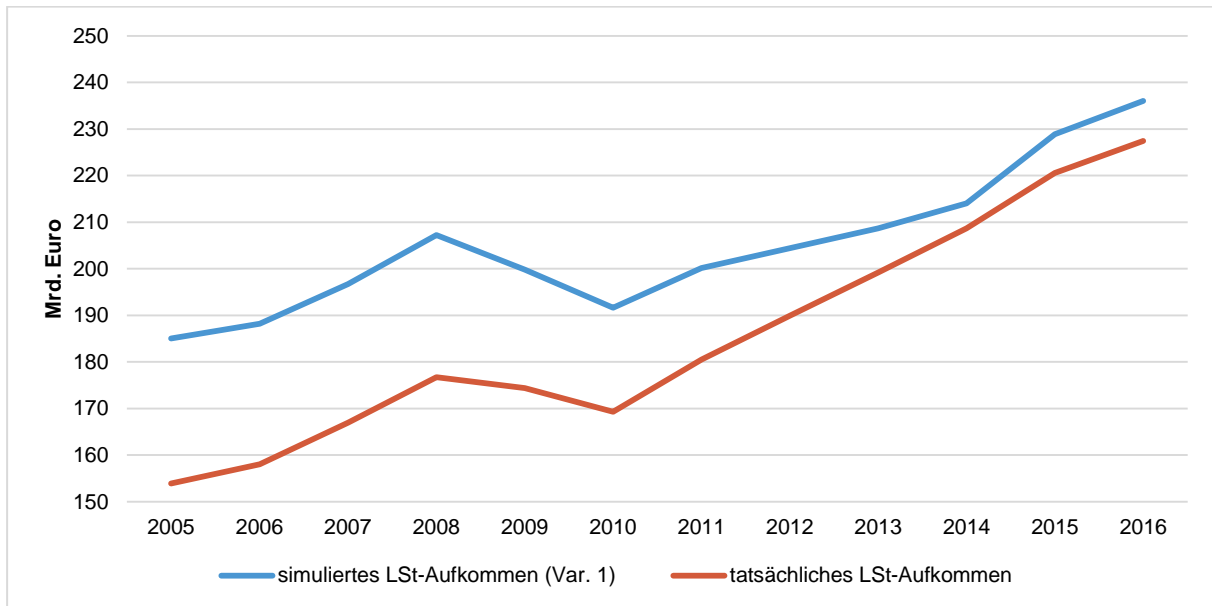
In Kapitel 3.4 wurden die Arbeitseinkommen des SOEP in Dezile eingeteilt. Das durchschnittliche Einkommen jedes Dezils dient als Grundlage zur Simulation des Lohnsteueraufkommens und wird mit der relativen Besetzung der Lohnsteuerklassen (siehe Kapitel 5.1) kombiniert, um den relativen Anteil der Steuerklassen in jedem Dezil zu bestimmen (Variante 1). Dazu wurden die jeweiligen Dezile (SOEP) den Daten ihres Quintils (LESt) zugeordnet. Hierbei wurde die relative Besetzung der Lohnsteuerklassen nicht konstant gelassen, sondern der tatsächlich festgestellten Besetzung nach LESt angepasst. Jahre, in denen keine Daten nach LESt vorlagen, wurden linear extrapoliert. Mittels der gesamten Anzahl der Arbeitnehmerinnen und Arbeitnehmer in jedem Dezil lässt sich nun das gesamte Lohnsteueraufkommen berechnen. Hierzu wurde der BMF-Steuerrechner genutzt.^{§§§}

Das so mittels des tatsächlichen Lohnwachstums der Dezile simulierte Lohnsteueraufkommen liegt im kompletten Beobachtungszeitraum über dem tatsächlichen Lohnsteueraufkommen, was eine negative Schätzabweichung zur Folge hat (Abbildung 4.1). Da im ganzen Beobachtungszeitraum die BLG nach dem SOEP über der amtlichen Statistik liegt (Kapitel 3.2) konnte bereits mit einem solchen Ergebnis gerechnet werden. Logischerweise liegt auch die sich aus der Simulation ergebende Schätzabweichung im kompletten Beobachtungszeitraum unter der des AKS (Abbildung 4.2). Darüber hinaus weist die simulierte Ableitungsdifferenz zwischen 2008 und 2014 klar einen positiven Trend auf. Weder aus der Zahl der Arbeitnehmerinnen und Arbeitnehmern noch aus der BLG lässt sich dieser Trend erklären. Es ist anzunehmen, dass er sich aus der Verteilung der Lohnsteuerklassen ergibt. Die Veränderung der Ableitungsdifferenz des simulierten Lohnsteueraufkommens scheint in keiner Beziehung zur Veränderung der Ableitungsdifferenz des AKS zu stehen (Abbildung 4.3). Die sich als Nebenprodukt nach dem Ableitungsschema des AKS ergebende Elastizität ist starken Schwankungen unterworfen. Die Auswertung von Einzelergebnissen ist hier wenig sinnvoll. Jedoch ist eine Betrachtung des Mittelwertes sinnvoll: Er beträgt ca. 1,722, was den im AKS verwendeten Werten sehr nahekommt.

⁺⁺⁺ Die Elastizität ergibt sich in unserer Betrachtungsweise als Nebenprodukt.

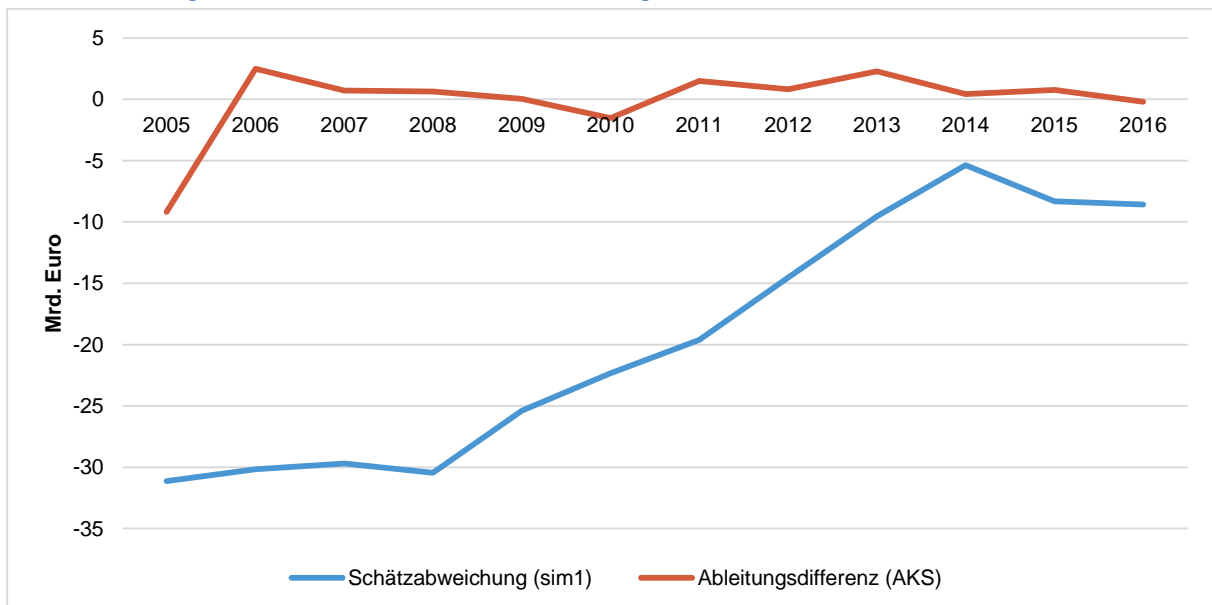
^{§§§} <https://www.bmf-steuerrechner.de> (Zugriff 26.08.2019). In den Jahren 2011 und 2015 wurde jeweils zu 11/12 der bis November geltende Tarif und zu 1/12 der ab Dezember geltende Tarif verwendet.

Abbildung 4.1:
Simuliertes und tatsächliches Lohnsteueraufkommen 2005–2016



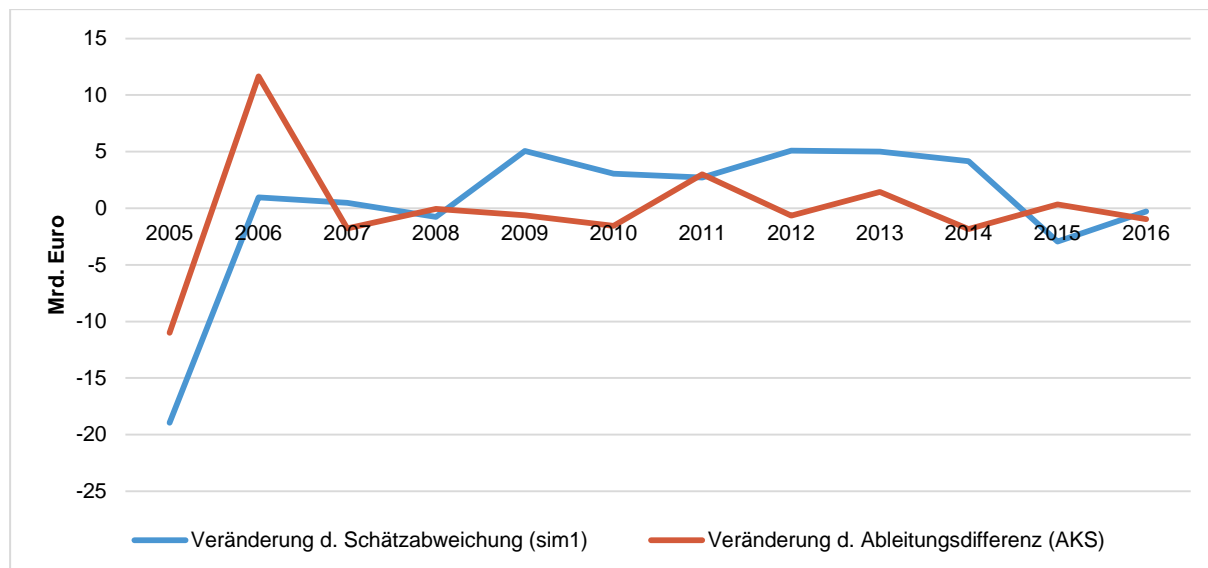
Quelle: SOEP v.34; Bundesministerium der Finanzen, interne Unterlagen; BMF-Steuerrechner (Zugriff: 26.08.2019); eigene Berechnungen.

Abbildung 4.2:
Schätzabweichung des simulierten Aufkommens und Ableitungsdifferenz des AKS 2005–2016



Quelle: SOEP v.34; Bundesministerium der Finanzen, interne Unterlagen; BMF-Steuerrechner (Zugriff: 26.08.2019); Statistisches Bundesamt, *Sonderauswertungen der Lohn- und Einkommensteuerstatistik* 2007, 2010, 2012, 2013 und 2014; eigene Berechnungen.

Abbildung 4.3:
Veränderung der Schätzabweichung des simulierten Steueraufkommens und der Ableitungsdifferenz des AKS 2005–2016



Quelle: SOEP v.34; Bundesministerium der Finanzen, interne Unterlagen; BMF-Steuerrechner (Zugriff: 26.08.2019); Statistisches Bundesamt, *Sonderauswertungen der Lohn- und Einkommensteuerstatistik 2007, 2010, 2012, 2013 und 2014*; eigene Berechnungen.

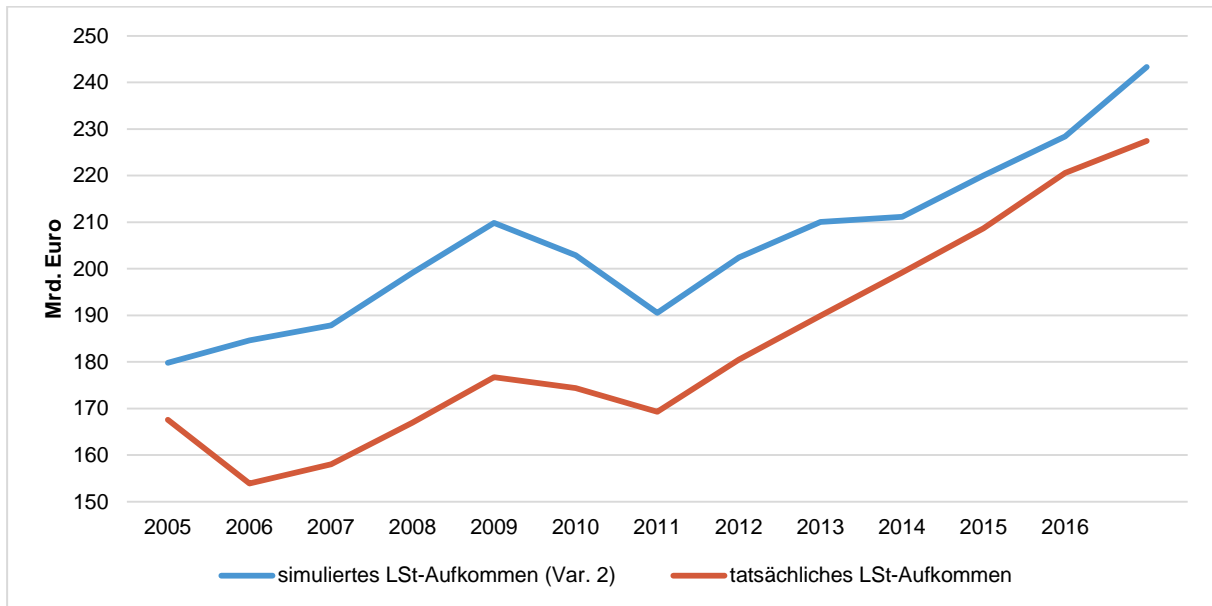
Aus dem Vergleich des simulierten Lohnsteueraufkommens basierend auf der tatsächlichen Lohnentwicklung der Dezile und dem prognostizierten Lohnsteueraufkommen des AKS lässt sich keine Schlussfolgerung ziehen, da das simulierte Lohnsteueraufkommen zu deutlich vom tatsächlichen Lohnsteueraufkommen abweicht. Jedoch kann bei der Simulation die im AKS verwendete Homogenitätsannahme bezüglich des Wachstums der BLG berücksichtigt werden. Aus einem Vergleich der beiden simulierten Lohnsteueraufkommen können dann Schlussfolgerungen hinsichtlich der Auswirkungen der Homogenitätsannahme auf die Ableitungsdifferenz anhand des SOEP getroffen werden. Eine solche Analyse findet sich im folgenden Unterkapitel.

4.1.2 Simulation bei unterstelltem gleichem Lohnwachstum über alle Dezile

Im nächsten Schritt wird also eine konstante Lohnentwicklung über alle Dezile unterstellt (Variante 2). Dazu wurden die durchschnittlichen Lohneinkommen aller Dezile des Jahres 2004 mit dem durchschnittlichen Wachstum der sich aus dem SOEP ergebenden BLG bis 2016 fortgeschrieben. Die Simulation der Lohnsteuer erfolgte dann analog zu Kapitel 4.1.1.^{****} Wiederum liegt das simulierte Lohnsteueraufkommen unter dem tatsächlichen, was ebenfalls erwartet werden konnte (Abbildung 4.4). Auch hier liegt die Ableitungsdifferenz entsprechend im gesamten Beobachtungszeitraum unter der des AKS (Abbildung 4.5). Auffällig ist, dass auch bei dieser Simulation die Ableitungsdifferenz zwischen 2008 und 2015 einen positiven Trend aufweist. Der Trend kann also nicht aus der Entwicklung der Verteilung der Lohneinkommen erklärt werden. Auch die Veränderung dieser neuen Schätzabweichung steht in keinem erkennbaren Zusammenhang zu der der Ableitungsdifferenz des AKS (Abbildung 4.6). Die ebenfalls starken Schwankungen unterliegende Elastizität hat zwischen 2005 und 2016 einen Mittelwert von ca. 1,740.

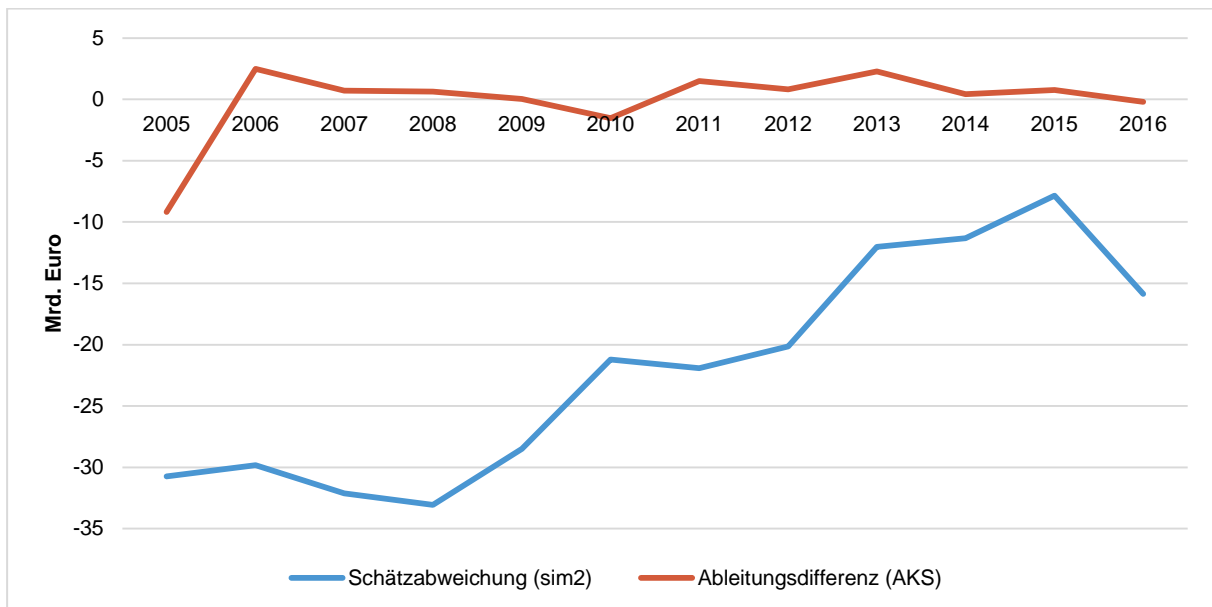
^{****} Die relative Verteilung der Lohnsteuerklassen wurde nicht geändert.

Abbildung 4.4:
Simuliertes und tatsächliches Lohnsteueraufkommen 2005–2016



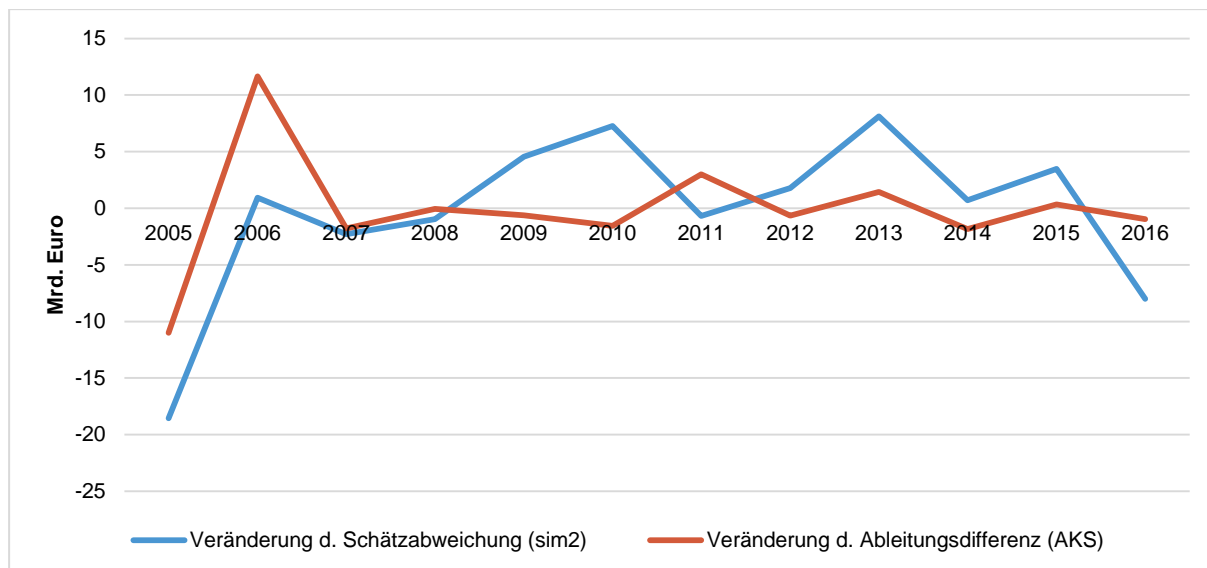
Quelle: SOEP v.34; Bundesministerium der Finanzen, interne Unterlagen; BMF-Steuerrechner (Zugriff: 26.08.2019); Statistisches Bundesamt, *Sonderauswertungen der Lohn- und Einkommensteuerstatistik* 2007, 2010, 2012, 2013 und 2014; eigene Berechnungen.

Abbildung 4.5:
Schätzabweichung des simulierten Aufkommens und Ableitungsdifferenz des AKS 2005–2016



Quelle: SOEP v.34; Bundesministerium der Finanzen, interne Unterlagen; BMF-Steuerrechner (Zugriff: 26.08.2019); Statistisches Bundesamt, *Sonderauswertungen der Lohn- und Einkommensteuerstatistik* 2007, 2010, 2012, 2013 und 2014; eigene Berechnungen.

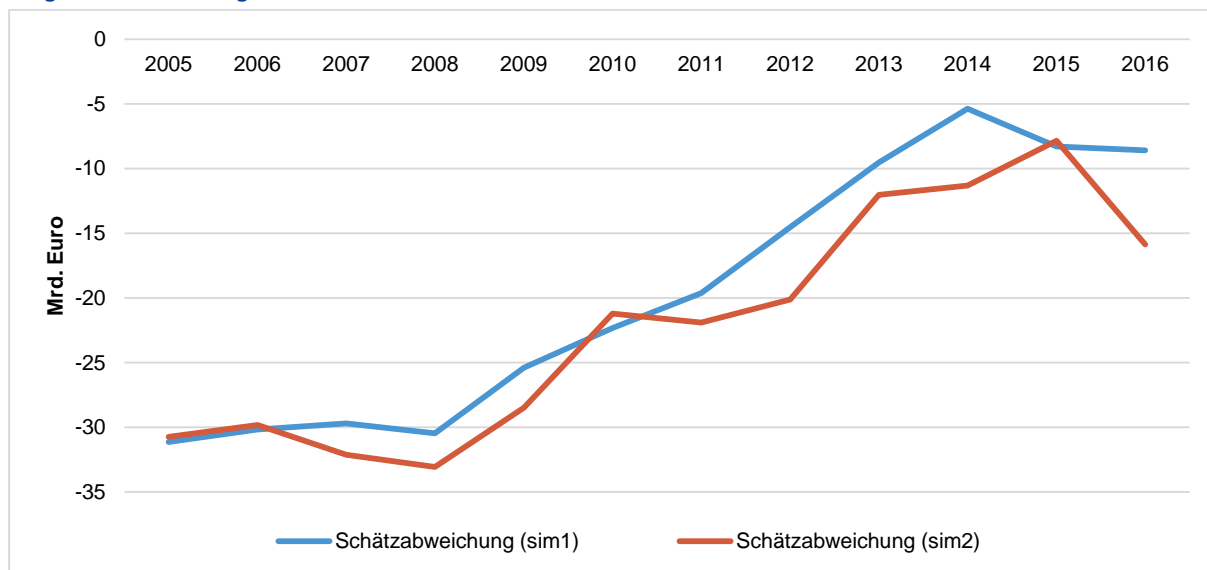
Abbildung 4.6:
Veränderung der Schätzabweichung des simulierten Steueraufkommens und der Ableitungsdifferenz des AKS 2005–2016



Quelle: SOEP v.34; Bundesministerium der Finanzen, interne Unterlagen; BMF-Steuerrechner (Zugriff: 26.08.2019); Statistisches Bundesamt, *Sonderauswertungen der Lohn- und Einkommensteuerstatistik* 2007, 2010, 2012, 2013 und 2014; eigene Berechnungen.

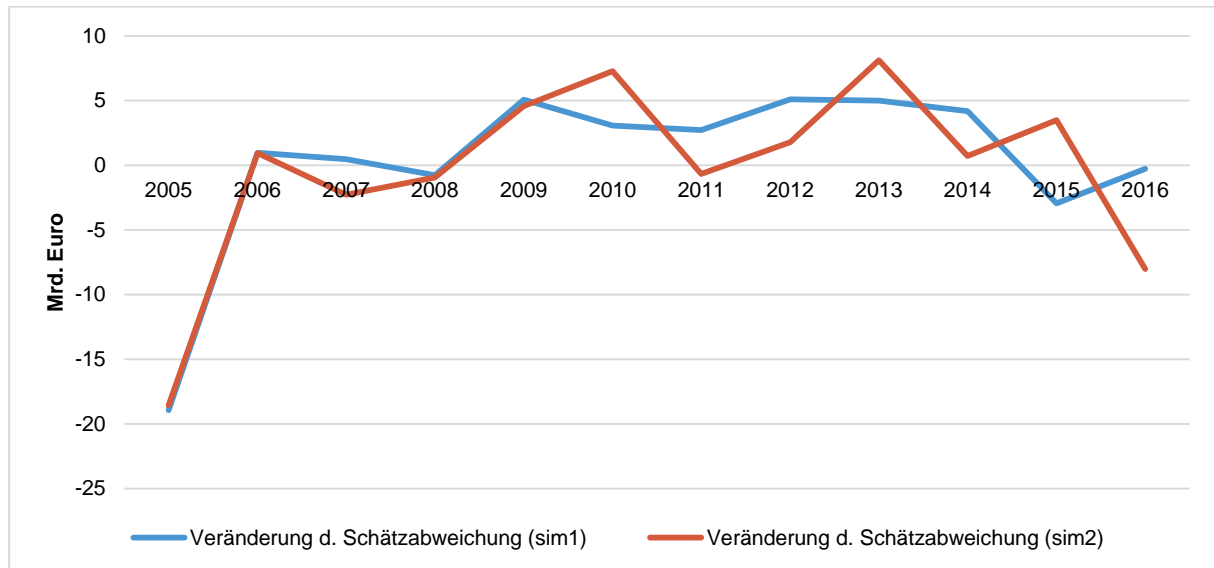
Bei einem direkten Vergleich der sich aus beiden Simulationsvarianten ergebenden Schätzabweichungen ist augenscheinlich, dass die Schätzabweichung von Variante 1 meist größer ist als die von Variante 2 (Abbildung 4.7). Die Veränderung der Schätzabweichung von Variante 2 schwankt um die von Variante 1 (Abbildung 4.8). Unter der Annahme, dass das SOEP die Gesamtlohnentwicklung in

Abbildung 4.7:
Vergleich der Ableitungsdifferenzen der beiden Simulationsvarianten 2005–2016



Quelle: SOEP v.34; Bundesministerium der Finanzen, interne Unterlagen; BMF-Steuerrechner (Zugriff: 26.08.2019); Statistisches Bundesamt, *Sonderauswertungen der Lohn- und Einkommensteuerstatistik* 2007, 2010, 2012, 2013 und 2014; eigene Berechnungen.

Abbildung 4.8:
Vergleich der Veränderungsrate der Ableitungsdifferenzen der beiden Simulationsvarianten 2005–2016



Quelle: SOEP v.34; Bundesministerium der Finanzen, interne Unterlagen; BMF-Steuerrechner (Zugriff: 26.08.2019); Statistisches Bundesamt, *Sonderauswertungen der Lohn- und Einkommensteuerstatistik* 2007, 2010, 2012, 2013 und 2014; eigene Berechnungen.

ihrer Zusammensetzung in Deutschland repräsentiert, wirkt die Fortschreibung mittels der gesamten Lohnentwicklung leicht dämpfend auf die Ableitungsdifferenz, was auch durch die höhere Elastizität zum Ausdruck gebracht wird. Aufgrund der relativ geringen Größe und der starken Schwankungen ist dieser Effekt aber zu vernachlässigen. Der vorliegende Analyseteil kann für sich genommen die These, dass die Ableitungsdifferenz durch eine Nichtbeachtung der heterogenen Lohnentwicklung verursacht wird, nicht stützen.

4.2 Simulation des Lohnsteueraufkommens mittels detaillierter Mikrosimulation

Um den Einfluss des heterogenen Lohnwachstums auf die Ableitungsdifferenz zu quantifizieren, wird nun mithilfe einer detaillierteren Mikrosimulation das Ableitungsverfahren des Arbeitskreises „Steuer-schätzungen“ für die Jahre 2014-15 und 2015-16 nachgebildet und – zusätzlich – das unterschiedliche Lohnwachstum in verschiedenen Dezilen berücksichtigt. Der Vergleich der beiden Methoden quantifiziert den Anteil der auf Basis des SOEP berechneten Ableitungsdifferenz, der durch unterschiedliches Lohnwachstum in den verschiedenen Dezilen erklärbar ist. Die untersuchten Jahre sind – Stand August 2019 – die drei aktuellsten, für die SOEP-Daten verfügbar sind. Während die Löhne im obersten Dezil von 2014 bis 2015 deutlich überproportional stark gewachsen sind, ist das für die Jahre 2015 bis 2016 nicht der Fall. Wenn das heterogene Lohnwachstum im SOEP dem tatsächlichen zumindest ähnlich ist, kann die Analyse Aufschluss über die Größenordnung des Anteils geben, den die Nichtberücksichtigung des heterogenen Lohnwachstums an der Ableitungsdifferenz hat.

4.2.1 Simulation des Lohnsteueraufkommens mittels Mikrosimulation

Die Mikrosimulation wird mit dem Mikrosimulationsmodell EMSIM (vgl. Bechara et al. 2015) des RWI durchgeführt. Das Mikrosimulationsmodell berechnet für jeden Haushalt im SOEP das verfügbare

Einkommen auf Basis der Bruttoeinkommen und anderer relevanter Haushaltscharakteristika. Dabei wird auch die Steuerschuld berechnet. Aggregiert man sie über sämtliche Haushalte, ergibt sich das Gesamtsteueraufkommen. Wie bei Mikrosimulationsmodellen üblich wird im EMSIM die endgültige Steuerschuld und nicht explizit der Lohnsteuerabzug berechnet. Daher sind einige Anpassungen notwendig. Die erste – unproblematische – Anpassung ist, dass nur Arbeitseinkommen aus abhängiger Beschäftigung sowie Pensionen für die Lohnsteuer direkt relevant sind. Zweitens müssen Annahmen über die Lohnsteuerklassen von Verheirateten getroffen werden. Diese sind im SOEP nicht enthalten, was bei üblichen Anwendungen, bei denen die endgültige Steuerschuld von Interesse ist, unproblematisch ist. Für die Berechnung des Lohnsteueraufkommens sind hingegen Annahmen notwendig. Anstatt zu versuchen, die gewählte Steuerklasse zu imputieren, werden zwei einfache und gegensätzliche Varianten durchgespielt. Bei der einen wird angenommen, dass alle Ehepaare die Steuerklassenkombination IV/IV ohne Faktorverfahren wählen, der Lohnsteuerabzug also dem von Alleinstehenden entspricht. Bei der zweiten Variante wird davon ausgegangen, dass alle Ehepaare die Kombination IV/IV mit Faktor wählen, wobei der Faktor so gewählt ist, dass der Lohnsteuerabzug der endgültigen Steuerschuld entspricht. Die erste Variante dürfte das Lohnsteueraufkommen tendenziell überschätzen, die zweite Variante tendenziell unterschätzen. Das Ergebnis bezüglich der Wichtigkeit des heterogenen Lohnwachstums für die Ableitungsdifferenz ändert sich, wie sich zeigt, qualitativ jedoch nicht.

Eine weitere Schwierigkeit ergibt sich daraus, dass Beiträge zur privaten Kranken- und Pflegeversicherung, die beim Lohnsteuerabzug geltend gemacht werden können, im SOEP nur alle zwei Jahre erfragt werden. Da für die Analyse aufeinanderfolgende Jahre verwendet werden müssen, werden diese Beiträge imputiert. Dies geschieht auch in Jahren, in denen diese Information verfügbar ist, damit kein systematischer Unterschied zwischen den Jahren entsteht. Auch hier wird ein relativ einfaches Imputationsverfahren gewählt, indem davon ausgegangen wird, dass PKV-Prämien schlicht dem Höchstbeitrag in der gesetzlichen Kranken- und Pflegeversicherung entsprechen.^{****} Bei Beamten wird zudem die Beihilfe berücksichtigt und die Prämie entsprechend reduziert.

4.2.2 **Nachbildung der Ableitungsdifferenz**

Tabelle 4.1 zeigt in den Spalten 1 und 2 das Ableitungsschema der Lohnsteuer des AKS und in den Spalten 3 und 4 die mikrosimierte Nachbildung auf Basis des SOEP. Zeile 1 zeigt das phasenverschobene Lohnsteueraufkommen aus nicht geringfügiger Beschäftigung im Vorjahr. Zeile 2 zeigt den Zuwachs der Bruttolöhne und -gehälter pro Kopf und Zeile 3 die unterstellte Lohnsteuerelastizität, die angibt, um wieviel Prozent das Lohnsteueraufkommen bei einem ein-prozentigen Anstieg des Pro-Kopf-Lohns ansteigt, wenn die Zahl der Beschäftigten unverändert bleibt. Das fortgeschriebene Lohnsteueraufkommen (Zeile 5) ergibt sich nach Multiplikation mit eins plus dem Beschäftigungsanstieg (Zeile 4). Zeile 9 zeigt das tatsächliche bereinigte (und phasenverschobene) Lohnsteueraufkommen im jeweiligen Jahr. Zieht man hiervon die Aufkommenswirkung von Rechtsänderungen (Zeile 8) ab, erhält man Zeile 7, das Lohnsteueraufkommen unter Annahme des Rechtsstands vom Vorjahr. Wenn die Schätzung der Aufkommenswirkung der Steuerrechtsänderungen korrekt ist und die der Herleitung im oberen Teil der Tabelle zugrundeliegenden Annahmen korrekt sind (und es keine Messfehler gibt), dann ist die Differenz zwischen den Zeilen 5 und 7 null. De facto sind diese Annahmen aber nicht er-

^{****} Ein genaueres Imputationsverfahren würde möglicherweise die Schätzung des Lohnsteueraufkommens für ein gegebenes Jahr geringfügig präziser gestalten. Der Fokus der Untersuchung liegt jedoch auf der *Veränderung* des Aufkommens von einem Jahr zum nächsten, so dass es vor allem wichtig ist, dass das Imputationsverfahren über die Jahre konsistent ist.

füllt und es ergibt sich eine Ableitungsdifferenz, die in Zeile 6 gezeigt wird. Die Ableitungsdifferenz ist positiv in 2015 und negativ, wenn auch relativ klein, in 2016.

Tabelle 4.1:
Lohnsteuerableitung auf Basis des SOEP 2015–2016

| | Zum Vergleich: Herleitung aus VGR (AKS) | | Herleitung mit SOEP | |
|--|--|-------------|---------------------|---------------|
| | (1) 2015 | (2) 2016 | (3) 2015 | (4) 2016 |
| (1) Bereinigtes Aufkommen (Vorjahr) | 209 159 | 220 329 | 228 832 | 245 294 |
| (2) Zuwachs bereinigte BLG je Beschäftigten | 0,02 | 0,02 | 0,03 | 0,02 |
| (3) Modellelastizität (ausgehend von Vorjahr) | 1,78 | 1,78 | 1,74 | 1,69 |
| (4) Veränderung bereinigte Beschäftigung | 0,02 | 0,02 | 0,01 | -0,01 |
| (5) Lohnsteuer | 221 261 | 232 803 | 243 053 | 251 660 |
| (6) Ableitungsdifferenz | 827 | -139 | 3 263 | -2 446 |
| (7) Bereinigtes Aufkommen (abzgl. Rechtsänderungen) | 222 088 | 232 664 | 246 317 | 249 213 |
| (8) Swing Rechtsänderungen | -1 759 | -4 205 | -1 023 | -4 216 |
| (9) Bereinigtes Aufkommen (phasenverschoben, ohne Minijobs) | 220 329 | 228 459 | 245 294 | 244 997 |

Quelle: Eigene Berechnungen auf Grundlage des SOEP v.34 / Angaben des AKS. Annahme von Steuerklasse 4/4 für Ehepaare in Herleitung auf Basis des SOEP.

Zeile 1 in den Spalten 3 und 4 zeigt das mikrosimulierte Lohnsteueraufkommen. Das berechnete Aufkommen ist substantiell höher als das tatsächliche. Dies liegt zum einen an der vereinfachenden Annahme, dass Ehepaare durchgängig die Steuerklassenkombination IV/IV wählen.^{****} Zweitens ist die Summe der Bruttolöhne und -gehälter im SOEP deutlich höher als die in der VGR gemessene (siehe Kapitel 3.2). Für sich genommen führt dies zu einem höheren simulierten Lohnsteueraufkommen. Dem entgegenstehen könnte eine gleichere Einkommensverteilung im SOEP aufgrund der Untererfassung von Hocheinkommenspersonen. Der Anstieg der BLG/AN für nicht geringfügig Beschäftigte sowie der Anstieg der Zahl der regulär Beschäftigten unterscheidet sich im SOEP merklich von den VGR-Zahlen, die Zahl der regulär Beschäftigten im SOEP geht von 2015 auf 2016 sogar zurück (Zeilen 2 und 4). Zeile 3 zeigt die mikrosimulierte Modellelastizität, die sich ergibt, wenn der Bruttolohn aller regulär Beschäftigten proportional ansteigt. Dies entspricht der Homogenitätsannahme. Pensionen werden mit dem gleichen Faktor fortgeschrieben. Die Elastizität liegt etwas unter der vom AKS verwendeten. Ein möglicher Grund hierfür ist wiederum, dass sehr hohe Einkommen im SOEP untererfasst sind. Steigerungen hoher Einkommen sind mit einem höheren Grenzsteuersatz belegt als die niedrigeren Einkommen. Daher ist die berechnete Modellelastizität höher, wenn ein Datensatz mit stärkerer Erfassung hoher Einkommen zugrunde liegt. Ein zweiter Grund ist die Unterstellung von Steuerklasse IV/IV. Der Lohnsteuergrenzsteuersatz von Zweitverdienern ist bei dieser Steuerklassenkombination niedriger als bei Kombinationen, die für Ehepaare zu einem insgesamt geringeren Lohnsteuerabzug führen.

^{****} Es gibt Fälle, in denen Ehepaare bei der Wahl einer anderen Steuerklassenkombination als IV/IV eine höhere Lohnsteuer zahlen würden. Es ist aber davon auszugehen, dass Paare tendenziell eine Kombination wählen, die zu einer geringen Steuerrückerstattung führt.

Das fortgeschriebene Lohnsteueraufkommen in Zeile 5 wird berechnet, indem alle Löhne von regulär Beschäftigten um denselben Prozentsatz angehoben werden, so dass sich dieselbe BLG pro Kopf wie im Folgejahr ergibt. Auf Basis des so angepassten Datensatzes wird nun das Lohnsteueraufkommen simuliert und schließlich mit eins plus der Veränderungsrate der Zahl der Beschäftigten multipliziert. Zeile 7 in Spalte 3 zeigt das simulierte Lohnsteueraufkommen, wenn die Stichprobe des Jahres 2015, aber die Gesetzeslage von 2014 zugrunde gelegt wird. Die Differenz der Zeilen 7 und 9 (tatsächliches simuliertes Lohnsteueraufkommen in 2015), dargestellt in Zeile 8, ergibt die marginale Aufkommenswirkung von Rechtsänderungen. Es zeigt sich, dass die Größenordnung ähnlich der im AKS unterstellten ist.^{§§§§} Die Ableitungsdifferenz, die sich aus der Mikrosimulation ergibt, ist absolut erheblich größer als die vom AKS berechnete, das Vorzeichen ist für die beiden berechneten Jahre aber gleich. Bei der Interpretation der mikrosimulierten Ableitungsdifferenz ist zu beachten, dass sichergestellt ist, dass in den Zeilen 5 und 7 derselbe Rechtsstand unterstellt ist. Im Unterschied zur AKS-Ableitung kann sich die Ableitungsdifferenz also nicht aufgrund von „fehlerhafter“ Einschätzung der Aufkommenswirkung von Rechtsänderungen ergeben. Das gilt unabhängig davon, ob der simulierte Effekt der Rechtsänderungen korrekt ist. Die Ableitungsdifferenz ergibt sich folglich ausschließlich aus Unterschieden in den zugrundeliegenden Stichproben zweier aufeinanderfolgender Jahre.

Tabelle 4.2 zeigt den durchschnittlichen Bruttolohn regulär Beschäftigter sowie die Lohnsteuer pro durchschnittlichem Bruttolohn in VGR und SOEP, wobei die Lohnsteuer im SOEP wiederum simuliert ist. Auch wenn der durchschnittliche Bruttolohn im SOEP merklich unter dem der VGR liegt, ist das Lohnsteueraufkommen pro Euro Lohn, wohl aufgrund der Annahme von Steuerklassenkombination IV/IV für Ehepaare, leicht höher. Die Abweichung ist allerdings sehr gering.

Tabelle 4.2:
Vergleich VGR und SOEP – weitere Kennzahlen 2015–2016

| | Zum Vergleich: Herleitung aus VGR (AKS) | | Herleitung mit SOEP | |
|------------------------|--|--------|---------------------|--------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| | 2015 | 2016 | 2015 | 2016 |
| (1) Bereinigte BLG/AN | 37 275 | 38 020 | 35 453 | 36 160 |
| (2) Bereinigte Lst/BLG | 0,179 | 0,181 | 0,185 | 0,182 |

Quelle: Eigene Berechnung auf Grundlage des SOEP v.34.

4.2.3 Berücksichtigung des heterogenen Lohnwachstums

Tabelle 4.3 zeigt die simulierte Lohnsteuerableitung unter Berücksichtigung des heterogenen Lohnwachstums. Bei der Form der Fortschreibung steigt die Summe der Bruttolöhne und -gehälter exakt gleich an wie bei Unterstellung homogenen Lohnwachstums. Um dies zu erreichen, ist eine weitere Anpassung notwendig, die damit zusammenhängt, dass Haushalte im SOEP mit Gewichten versehen sind, die verwendet werden müssen, um Populationsaggregate zu berechnen. So kann beispielsweise eine Person im SOEP repräsentativ für 10 000 Personen in der Bevölkerung stehen, eine andere nur für 5 000. Unterteilt man die gewichtete Lohnverteilung in 10 gleich große Dezile, gibt es Personen, die zwei Teilen zuzurechnen sind. Dies gilt beispielsweise, betrachtet man die Lohnverteilung der regulär Beschäftigten im Jahr 2016, für Personen mit einem Bruttoeinkommen von 60 000 Euro, was

^{§§§§} Für den Übergang 2014–2015 liegt der simulierte absolute Effekt der Rechtsänderungen unter der beim AKS verwendeten Zahl. Ein Grund hierfür könnte die Untererfassung privater Altersvorsorge im SOEP sein, die für die Aufkommenswirkung des Alterseinkünftegesetzes eine Rolle spielt.

genau der Grenze von neuntem und zehntem Dezil entspricht. Um zu gewährleisten, dass das neunte und zehnte Dezil gleich groß sind, müssen Personen mit dieser Einkommenshöhe anteilig den beiden Dezilen zugerechnet werden, um das Durchschnittseinkommen der jeweiligen Dezile zu berechnen. Der Lohn dieser Personen wird schließlich mit einem gewichteten Durchschnitt des Lohnwachstums der beiden Dezile fortgeschrieben. Ohne eine derartige Anpassung, wenn also beispielsweise Personen mit 60 000 Euro Bruttoeinkommen gänzlich dem neunten Dezil zugerechnet würden, unterschiede sich die relative Größe der „Dezile“ in aufeinanderfolgenden Jahren. Würde man das anhand so definierter „Dezile“ das jeweilige Lohnwachstum pro Dezil zur Fortschreibung nutzen, würde die insgesamt gemessene BLG/AN mit einem geringfügig anderen Faktor als bei Unterstellung der Homogenitätsannahme steigen, was sogar zu einem Anstieg der simulierten Ableitungsdifferenz führen kann.

Tabelle 4.3:
Lohnsteuerableitung unter Berücksichtigung des heterogenen Lohnwachstums 2015–2016

| | SOEP: Heterogenes Lohnwachstum | |
|---|--------------------------------|---------------|
| | 2015 | 2016 |
| (1) Modellelastizität (ausgehend von Vorjahr) | 1,88 | 1,69 |
| (2) Lohnsteuer | 244 157 | 251 626 |
| (3) Ableitungsdifferenz | 2 160 | -2 412 |
| (4) Bereinigtes Aufkommen (abzgl. Rechtsänderungen) | 246 317 | 249 213 |

Quelle: Eigene Berechnung auf Grundlage des SOEP v.34.

Das simulierte tatsächliche Lohnsteueraufkommen, der Beschäftigungsanstieg sowie die simulierte Auswirkung von Rechtsänderungen ändern sich dabei nicht im Vergleich zur vorherigen Simulation, daher sind in der Tabelle nur die Schritte der Ableitung dargestellt, die sich durch die Aufweichung der Homogenitätsannahme verändern. Der Unterschied in der hier dargestellten Ableitung besteht darin, dass der Lohn von Individuen mit dem jeweiligen durchschnittlichen Wachstum ihres jeweiligen Dezils in der Lohnverteilung der regulär Beschäftigten fortgeschrieben wird.**** Es zeigt sich, dass die Ableitungsdifferenz in beiden Jahren absolut kleiner ist als in Tabelle 4.2, das heterogene Lohnwachstum erklärt also einen Teil der Ableitungsdifferenz. Für das Jahr 2015 sinkt die Ableitungsdifferenz um knapp 34, für das Jahr 2016 hingegen nur um gut 1 Prozent. Wie sich an der fortgeschriebenen Lohnsteuer in Zeile 2 im Vergleich zu ihrem Äquivalent in Tabelle 4.1 ablesen lässt, führt die Berücksichtigung des heterogenen Lohnwachstums im Jahr 2016 sogar zu einem etwas geringeren Anstieg des Steueraufkommens. Der jeweilige Rückgang der Ableitungsdifferenz in den beiden Jahren spiegelt sich auch in der Veränderung der implizierten Modellelastizität wieder. Berücksichtigt man heterogenes Lohnwachstum, ändert sich der relative Anstieg des Lohnsteueraufkommens pro Prozent Wachstum der BLG/AN im Vergleich zur Unterstellung von Homogenität erst auf der dritten Nachkommastelle. Im Gegensatz dazu ist die Modellelastizität im Jahr 2015 deutlich höher, 1,88 gegenüber 1,74 Prozent. Der Grund für die unterschiedlichen Ergebnisse liegt darin, dass von 2014 bis 2015 das obere Dezil überproportional starkes Lohnwachstum erfahren hat. Dennoch bleibt zumindest bei dieser Form der Berücksichtigung der Heterogenität über die Hälfte der Ableitungsdifferenz unerklärt. Eine feinere Berücksichtigung der Wachstumsheterogenität, etwa auf Perzentilebene würde höchstwahrscheinlich

**** Pensionen werden weiterhin mit dem durchschnittlichen Lohnwachstum fortgeschrieben.

einen größeren Teil der Ableitungsdifferenz erklären. Auf derartig detaillierter Ebene ist die Lohnwachstumsheterogenität auf Basis des SOEP jedoch nicht zufriedenstellend darzustellen.

4.2.4 Balanciertes Panel

Tabelle 4.4 zeigt das Ableitungsschema auf Basis des SOEP unter Verwendung der Homogenitätsannahme und bei Berücksichtigung heterogenen Lohnwachstums unter Verwendung eines balancierten Panels. Das bedeutet, dass für die Lohnsteuerableitung für das Jahr 2015 nur Personen berücksichtigt werden, die in den Jahren 2014 und 2015 im SOEP enthalten sind, und für die Ableitung für das Jahr 2016 nur Personen, die in den Jahre 2015 und 2016 enthalten sind. Dadurch wird der Effekt von Sampleveränderungen auf die Ableitungsdifferenz eliminiert und der Effekt von Veränderungen innerhalb von Haushalten kann somit isoliert werden. Auf der anderen Seite leidet die Repräsentativität der Stichprobe und die Stichprobe altert mechanisch von einem Jahr zum nächsten.

Tabelle 4.4:
Lohnsteuerableitung unter Verwendung eines balancierten Panels 2015–2016

| | SOEP: Homogenes Lohnwachstum | | SOEP: Heterogenes Lohnwachstum | |
|---|------------------------------|--------------|--------------------------------|-------------|
| | (1) 2015 | (2) 2016 | (3) 2015 | (4) 2016 |
| (1) Bereinigtes Aufkommen (Vorjahr) | 211 007 | 207 908 | 211 007 | 207 908 |
| (2) Zuwachs bereinigte BLG je Beschäftigten | 0,03 | 0,02 | 0,03 | 0,02 |
| (3) Modellelastizität (ausgehend von Vorjahr) | 1,74 | 1,69 | 1,97 | 1,68 |
| (4) Veränderung bereinigte Beschäftigung | 0,00 | 0,01 | 0,00 | 0,01 |
| (5) Lohnsteuer | 224 458 | 215 553 | 226 413 | 215 237 |
| (6) Ableitungsdifferenz | 3 869 | 1 079 | 1 914 | 726 |
| (7) Bereinigtes Aufkommen (abzgl. Rechtsänderungen) | 228 327 | 214 474 | 228 327 | 214 474 |
| (8) Swing Rechtsänderungen | -931 | 3 587 | -931 | 3 587 |
| (9) Lohnsteuer brutto (phasenverschoben, ohne Minijobs) | 227 396 | 210 887 | 227 396 | 210 887 |

Jeweils balanciertes Panel für Fortschreibung von einem Jahr zum nächsten. Daraus ergibt sich Abweichung zwischen dem bereinigten Aufkommen im Vorjahr 2016 und der Lohnsteuer brutto im Jahr 2015.

Quelle: Eigene Berechnung auf Grundlage des SOEP v.34.

Damit das Panel auch nach Hochrechnung balanciert ist, werden individuelle Hochrechnungsfaktoren über zwei Jahre konstant gehalten. Dabei wird pro Haushalt der durchschnittliche Hochrechnungsfaktor über die beiden Jahre verwendet. Da die Stichprobe nur jeweils für zwei aufeinanderfolgende Jahre konstant gehalten wird, unterscheidet sich das simulierte Aufkommen in Zeile 1, Spalte 2 von dem in Zeile 9, Spalte 1. Ersteres ist ausschließlich auf Basis von Beobachtungen, die in den Jahren 2015 und 2016 enthalten sind, berechnet, letzteres auf Basis von Beobachtungen, die in den Jahren 2014 und 2015 enthalten sind. Die simulierten Lohnsteueraufkommen liegen erwartungsgemäß meist unter den unter Verwendung der vollen Stichprobe berechneten, nur die in Zeile 9, Spalte 1 und 3 gezeigte Zahl liegt über ihrem Pendant in Tabelle 4.1. Grund sind die in Tabelle 4.4 verwendeten kontrafaktischen Hochrechnungsfaktoren.

Die Ableitungsdifferenz steigt bei Verwendung der Homogenitätsannahme für das Jahr 2015, während sie im Jahr 2016 absolut durch die Verwendung eines balancierten Panels deutlich sinkt. Bei Verwendung eines balancierten Panels kann das heterogene Lohnwachstum erwartungsgemäß einen

größeren Teil der Ableitungsdifferenz erklären, gut 50 Prozent in 2015 und 33 Prozent in 2016. Absolut betrachtet ist die Erklärungskraft der Lohnwachstumsheterogenität in 2015 jedoch deutlich höher. So bestätigt sich qualitativ das Ergebnis der bisherigen Analyse.

4.2.5 Unterstellung von Steuerklasse IV mit Faktor

Um die Robustheit der Analyse zu prüfen, wird in Tabelle 4.5 die Annahme getroffen, dass sämtliche Ehepaare die Steuerklassenkombination IV/IV mit Faktor wählen, so dass die Lohnsteuer weitgehend der endgültigen Steuerschuld entspricht. Interessant ist zunächst der Vergleich der simulierten tatsächlichen Lohnsteueraufkommen in den Zeilen 1 und 9 mit den entsprechenden Werten in Tabelle 4.1. Es zeigt sich, dass beispielsweise das simulierte Lohnsteueraufkommen in 2015 rund 22 Milliarden niedriger ist, wenn anstatt von Steuerklasse IV/IV ohne Faktor Steuerklasse IV/IV mit Faktor unterstellt wird. Hieran zeigt sich, dass die Veränderung der Wichtigkeit der Steuerklassen über die Zeit potenziell eine wichtige Rolle für die Ableitungsdifferenz spielt (was sich auf Basis des SOEP wegen der fehlenden Angaben nicht direkt untersuchen lässt).

Eine zweite Feststellung ist, dass die berechnete Modellelastizität bei Annahme homogenen Lohnwachstums deutlich über der in Tabelle 4.1 simulierten liegt. Der Grund hierfür ist, dass bei Ehegattensplitting der Grenzsteuersatz von Zweitverdienern generell höher ist als bei Individualbesteuerung. Dies wird durch den geringeren Grenzsteuersatz von Erstverdienern nicht kompensiert.

Tabelle 4.5:
Lohnsteuerableitung unter Annahme von Steuerklasse IV mit Faktor für Ehepaare 2015–2016

| | SOEP: Homogenes Lohnwachstum | | SOEP: Heterogenes Lohnwachstum | |
|---|------------------------------|---------------|--------------------------------|---------------|
| | (1) 2015 | (2) 2016 | (3) 2015 | (4) 2016 |
| (1) Bereinigtes Aufkommen (Vorjahr) | 207 290 | 223 699 | 207 290 | 223 699 |
| (2) Zuwachs bereinigte BLG je Beschäftigten | 0,03 | 0,02 | 0,03 | 0,02 |
| (3) Modellelastizität (ausgehend von Vorjahr) | 1,82 | 1,76 | 1,96 | 1,73 |
| (4) Veränderung bereinigte Beschäftigung | 0,01 | -0,01 | 0,01 | -0,01 |
| (5) Lohnsteuer | 220 709 | 229 818 | 224 666 | 226 643 |
| (6) Ableitungsdifferenz | 3 957 | -3 157 | 2 992 | -3 044 |
| (7) Bereinigtes Aufkommen (abzgl. Rechtsänderungen) | 224 666 | 226 699 | 224 666 | 226 699 |
| (8) Swing Rechtsänderungen | - 967 | - 4 203 | - 967 | - 4 203 |
| (9) Lohnsteuer brutto (phasenverschoben, ohne Minijobs) | 223 699 | 222 440 | 223 699 | 222 440 |

Quelle: Eigene Berechnung auf Grundlage des SOEP v.34.

Betrachtet man die Ableitungsdifferenzen und den Erklärungsgehalt des homogenen Lohnwachstums ist das Ergebnis ähnlich wie zuvor. Während heterogenes Lohnwachstum einen beträchtlichen Teil der Ableitungsdifferenz in 2015 erklärt, ist das 2016 nicht der Fall.

4.2.6 Zwischenfazit

Die Nachbildung der Ableitungsdifferenz auf Basis des SOEP zeigt, dass in Jahren, in denen das oberste Dezil der Lohnverteilung stark überproportional wächst, dies potenziell einen merklichen Einfluss auf

die Ableitungsdifferenz hat. Gleichwohl bleibt mehr als die Hälfte der Ableitungsdifferenz unerklärt. Eine detailliertere Berücksichtigung des Lohnwachstums, etwa nach Perzentilen statt nach Dezilen, würde voraussichtlich einen größeren Anteil der Ableitungsdifferenz erklären, allerdings wären derart präzise Vorhersagen des Lohnwachstums in der Praxis kaum praktikabel. Im Jahr 2016 wuchsen die hohen Einkommen nicht stark überproportional und der Erklärungsgehalt des heterogenen Lohnwachstums ist daher gering.

Das Ergebnis der Nachbildung der Ableitungsdifferenz lässt sich mit dem Ergebnis der Simulation mithilfe des Steuerrechners zu Beginn dieses Kapitels in Bezug setzen. Für das Jahr 2015 zeigt jene Simulation, dass die Berücksichtigung heterogenen Lohnwachstums zu einem merklich stärkeren Anstieg des Lohnsteueraufkommens führt, als wenn die Homogenitätsannahme gemacht wird. Dies deckt sich mit dem Ergebnis der detaillierteren Simulation. Im Unterschied zur Simulation am Anfang des Kapitels wird bei der detaillierteren Simulation allerdings analog zur Vorgehensweise des AKS als Ausgangspunkt die tatsächliche SOEP-Stichprobe des Jahres 2014 mit tatsächlich beobachteten Löhnen und nicht mit fortgeschriebenen Löhnen verwendet. Entsprechend unterscheidet sich die Auswirkung der Berücksichtigung des heterogenen Lohnwachstums für das Jahr 2016: In der Simulation zu Beginn des Kapitels führt das heterogene Lohnwachstum zu einem deutlich geringeren Anstieg des simulierten Lohnsteueraufkommens als wenn die Heterogenität ignoriert wird. Der Effekt besteht in der detaillierten Simulation zwar auch, ist aber deutlich geringer.

Die beiden Simulationen zeigen, dass die Berücksichtigung heterogenen Lohnwachstums eine merkliche Auswirkung auf das prognostizierte Lohnsteueraufkommen haben kann. Allerdings zeigt die längere Zeitreihe, dass die Auswirkung heterogenen Lohnwachstums auf das Lohnsteueraufkommen nicht systematisch positiv ist. Das liegt daran, dass die Lohnungleichheit nicht konstant zugenommen hat. Folglich erklärt heterogenes Lohnwachstum nicht die anscheinend systematische Unterschätzung des Lohnsteueraufkommens im AKS.

5 Deskriptive Auswertung der Lohnsteuerstatistik

5.1 Datensatzbeschreibung

Die Lohn- und Einkommensteuerstatistik wird auf Basis der tatsächlichen Steuerfälle erhoben und beinhaltet alle Steuerfälle, bei denen im Zeitraum von 2 ¾ Jahren nach Ende des Veranlagungszeitraums die Veranlagung durchgeführt wurde. Zudem sind Bruttolohnempfänger ohne Veranlagung durch die Erfassung der elektronischen Lohnsteuerbescheinigungen bzw. Papier-Lohnsteuerkarten erfasst.⁺⁺⁺⁺ Die Statistik wird seit dem Jahr 2012 jährlich erhoben.⁺⁺⁺⁺ Bis zum Veranlagungsjahr 2010 wurde sie alle drei Jahre erhoben. Aus diesem Turnus werden an dieser Stelle die Jahre 2007 und 2010 berücksichtigt. Die jüngste Beobachtung bezieht sich auf das Veranlagungsjahr 2014.

Für dieses Gutachten liegt eine Sonderauswertung der Lohn- und Einkommensteuerstatistik durch das Statistische Bundesamt vor. Die Steuerfälle sind dabei nach Lohnsteuerklassen I bis V und nach der überwiegenden Lohneinkommensart gegliedert. Die Lohnsteuerklasse VI bleibt unberücksichtigt, da

⁺⁺⁺⁺ Mit dem Veranlagungsjahr 2012 sind zudem sogenannte Nur-Sparzulagenfälle und Verlustfeststellungen enthalten, die aber für die Lohnsteuer nicht relevant sein dürften.

⁺⁺⁺⁺ Als Mikrodatensatz steht sie jedoch nur alle drei Jahre zur Verfügung, das aktuellste Erhebungsjahr ist dabei 2010.

dies ein doppeltes Auftreten der Steuerfälle implizieren würde, was im Rahmen der Sonderauswertung ausgeschlossen ist. Die Lohnsteuerstatistik erfasst zudem nicht die Besteuerung von Minijobs und die Fälle einer Pauschalbesteuerung, in denen keine Lohnsteuerkarte vorliegt.

Bei der Gliederung nach der überwiegenden Lohneinkommensart werden drei Fälle nach dem jeweiligen Hauptlohneinkommen unterschieden. Lohneinkommen aus einer zweiten Quelle sind nicht berücksichtigt (Lohnsteuerklasse VI):

1. Rentenversicherungspflichtige Arbeitnehmerinnen und Arbeitnehmer
2. Beamte und sonstige nicht rentenversicherungspflichtige Arbeitnehmerinnen und Arbeitnehmer
3. Versorgungsempfängerinnen und -empfänger

Die Steuerfälle sind nach der Höhe des Bruttolohns gegliedert in 41 Klassen zusammengefasst. Bis zu einem Jahresbruttolohn von 50 000 Euro beträgt die Klassenbreite 2 500 Euro. Darüber hinaus bis zu einem Jahresbruttolohn von 100 000 Euro beträgt sie 5 000 Euro. Es folgen zwei Klassen mit der Klassenbreite 12 500 Euro, fünf Klassen mit der Klassenbreite 25 000 Euro und zwei Klassen mit einer Klassenbreite von 125 000 Euro. Schließlich sind die Bruttolöhne zwischen 500 000 und 1 Mio. Euro und alle Fälle über 1 Mio. Euro jeweils in einer Klasse zusammengefasst.

Sofern Kombinationen aus Bruttolohnart, Einkommens- und Lohnsteuerklasse zu sehr geringen Besetzungen führen, sind vereinzelt mehrere Klassen zusammengefasst.

5.2 Relative Besetzung der Lohnsteuerklassen

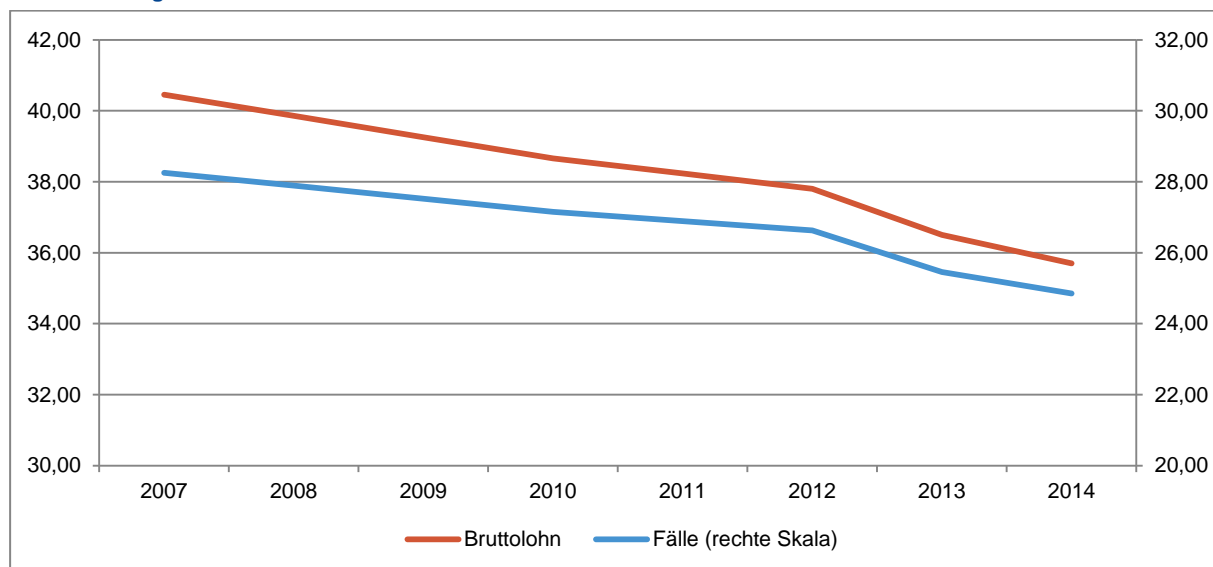
Eine mögliche Ursache von Ableitungsdifferenzen ist die Verschiebung der relativen Häufigkeit der Lohnsteuerklassen. Die Lohnsteuerklassen weisen dem gleichen Bruttolohn verschiedene Steuerlasten zu. In der Lohnsteuerklasse III ist sie z.B. besonders niedrig. Das wesentliche Element in der Differenzierung der Lohnsteuerklassen, ist das Bestreben das Ehegattensplitting in der Quellenbesteuerung abzubilden. Sofern es gesellschaftliche Entwicklungen gibt, die die Inanspruchnahme des Ehegattensplittings effektiv mindern, wie weniger Ehen relativ zur Zahl der Steuerzahlerinnen und -zahler oder stärker ausgeglichene Lohneinkommen zwischen den Ehepartnern, führte dies zu Mehreinnahmen in der Lohn- und Einkommensteuer.

Tatsächlich lässt sich in den Daten der Sonderauswertung eine Tendenz zu einer immer geringeren Besetzung der Lohnsteuerklasse III finden, was, für sich genommen, für Mehreinnahmen und für positive Ableitungsdifferenzen spricht.^{§§§§§}

Das relative Aufkommen des Bruttolohns in Lohnsteuerklasse III ist zwischen 2007 und 2014 durchgängig um nahezu 5 Prozentpunkte gesunken (Abbildung 5.1). Im gleichen Zeitraum ist das relative Gewicht der Lohnsteuerklasse I stark gestiegen (Tabelle 5.1). Die relative Besetzung der Lohnsteuerklasse IV ist von 2007 bis 2010 ebenfalls deutlich gesunken, entwickelt sich seitdem aber uneinheitlich. Die Veränderungen der Häufigkeiten in den Lohnsteuerklassen II und V ist dagegen gering und dürfte das Gesamtergebnis kaum beeinflussen.

^{§§§§§} Ein Rückgang der Steuerklasse III bei zeitgleichem Rückgang der Besetzung der Steuerklasse V muss nicht mit Mehreinnahmen verbunden sein; z.B. können Paare die Verteilung der Steuerklassen III und V auch dazu nutzen, den eventuell anstehenden Elterngeldbezug zu erhöhen. Dies gelingt durch die Zuweisung der Steuerklasse III an den Partner, der mehr Elterngeld beziehen soll. Durch dieses Vorgehen fallen gegebenenfalls die laufenden Steuerzahlungen sogar höher aus als bei einer Einzelveranlagung.

Abbildung 5.1:
Relative Häufigkeit der Lohnsteuerklasse III 2007–2014



Werte 2008, 2009 und 2011: linear interpoliert.

Quelle: Statistisches Bundesamt, *Sonderauswertungen der Lohn- und Einkommensteuerstatistik* 2007, 2010, 2012, 2013 und 2014; eigene Berechnungen.

Tabelle 5.1:
Relative Besetzung der Lohnsteuerklassen 2007–2014

| | Steuerklassen | | | | | | | | | |
|------|---------------|------------|-------|------------|-------|------------|-------|------------|-------|------------|
| | I | | II | | III | | IV | | V | |
| | Fälle | Bruttolohn | Fälle | Bruttolohn | Fälle | Bruttolohn | Fälle | Bruttolohn | Fälle | Bruttolohn |
| 2007 | 45,26 | 34,89 | 2,66 | 2,50 | 28,26 | 40,45 | 15,22 | 17,24 | 8,61 | 4,92 |
| 2008 | 46,31 | 36,11 | 2,69 | 2,53 | 27,89 | 39,85 | 14,51 | 16,53 | 8,61 | 4,97 |
| 2009 | 47,36 | 37,34 | 2,72 | 2,56 | 27,52 | 39,26 | 13,79 | 15,83 | 8,61 | 5,02 |
| 2010 | 48,41 | 38,56 | 2,75 | 2,59 | 27,15 | 38,66 | 13,08 | 15,12 | 8,61 | 5,06 |
| 2011 | 48,33 | 38,81 | 2,84 | 2,64 | 26,89 | 38,23 | 13,25 | 15,21 | 8,70 | 5,11 |
| 2012 | 48,25 | 39,06 | 2,92 | 2,68 | 26,63 | 37,80 | 13,41 | 15,30 | 8,79 | 5,15 |
| 2013 | 49,83 | 40,83 | 2,63 | 2,46 | 25,45 | 36,50 | 13,52 | 15,18 | 8,57 | 5,03 |
| 2014 | 50,15 | 41,28 | 2,57 | 2,43 | 24,85 | 35,70 | 13,86 | 15,54 | 8,57 | 5,05 |

Werte 2008, 2009 und 2011: linear interpoliert.

Quelle: Statistisches Bundesamt, *Sonderauswertungen der Lohn- und Einkommensteuerstatistik* 2007, 2010, 2012, 2013 und 2014; eigene Berechnungen.

Insgesamt reflektieren die Ergebnisse zu den Lohnsteuerklassen sehr gut die Auswertung des SOEP (Kapitel 3.5) zur Entwicklung der Haushaltsgrößen, der Erwerbsbeteiligung und der Lohnverteilung in der Ehe^{*****}. Alle diese soziodemografischen bzw. gesellschaftlichen Trends sprechen für eine geringere Zahl von Ehen und vor allem weniger Alleinverdienerehen.

***** Dies gilt auch für eingetragene Partnerschaften, die seit 2013 der Ehe rechtlich gleichgestellt sind. Die Aussagen des Textes bzgl. Ehen gelten auch für die eingetragenen Lebenspartnerschaften.

5.3 Entwicklung der Lohnspreizung

Bei einer stärkeren Lohnspreizung würden die Lohngruppen am oberen Ende stärker als der Durchschnitt expandieren. Dies würde zu mehr Einnahmen führen im Vergleich zu einem gleichmäßigen Lohnanstieg. Um die Lohnspreizung in den Daten der Sonderauswertung der Lohn- und Einkommensteuerstatistik zu erfassen, werden verschiedene Ungleichheitsmaße für die Verteilung der Bruttolöhne und -gehälter insgesamt und für die einzelnen Lohnsteuerklassen berechnet.

Die Ungleichheit hat sich gemessen am Gini-Koeffizienten zwischen 2007 und 2014 wenig verändert (Tabelle 5.2). In der Tendenz ist der Wert des Maßes durchgängig leicht gesunken. Dies deckt sich mit der Analyse auf Basis des SOEP. In einzelnen Steuerklassen gibt es dabei Abweichungen. In der Steuerklasse IV hat die Ungleichheit sogar relativ stark zugenommen, wobei hier über alle Steuerklassen hinweg die geringsten Werte gemessen werden.

Das Bild wird vom Variationskoeffizienten bestätigt. Dieser weist allerdings zwischen 2007 und 2010 einen relativ starken Rückgang auf (Abbildung 5.2).

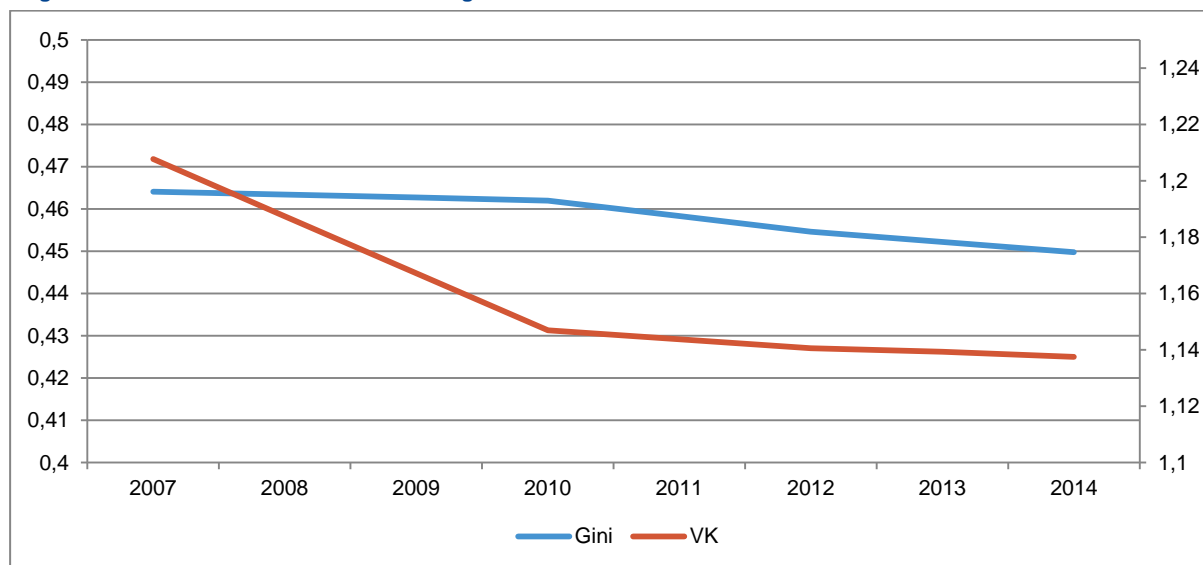
Tabelle 5.2:
Ungleichheitsmaße I der Bruttolohnverteilung 2007–2014

| Gini-Koeffizient | | | | | | |
|------------------------------|---------------|-------|-------|-------|-------|--------|
| | Steuerklassen | | | | | |
| | I | II | III | IV | V | Gesamt |
| 2007 | 0,502 | 0,369 | 0,421 | 0,335 | 0,394 | 0,464 |
| 2008 | 0,497 | 0,370 | 0,423 | 0,337 | 0,394 | 0,463 |
| 2009 | 0,492 | 0,371 | 0,425 | 0,339 | 0,394 | 0,463 |
| 2010 | 0,487 | 0,372 | 0,426 | 0,341 | 0,394 | 0,462 |
| 2011 | 0,480 | 0,373 | 0,427 | 0,341 | 0,391 | 0,458 |
| 2012 | 0,472 | 0,374 | 0,428 | 0,341 | 0,388 | 0,455 |
| 2013 | 0,468 | 0,369 | 0,422 | 0,351 | 0,384 | 0,452 |
| 2014 | 0,464 | 0,361 | 0,420 | 0,354 | 0,385 | 0,450 |
| Variationskoeffizient | | | | | | |
| | Steuerklassen | | | | | |
| | I | II | III | IV | V | Gesamt |
| 2007 | 1,169 | 0,826 | 1,211 | 0,764 | 0,814 | 1,208 |
| 2008 | 1,142 | 0,820 | 1,190 | 0,764 | 0,816 | 1,187 |
| 2009 | 1,115 | 0,815 | 1,169 | 0,765 | 0,818 | 1,167 |
| 2010 | 1,089 | 0,809 | 1,149 | 0,766 | 0,820 | 1,147 |
| 2011 | 1,076 | 0,820 | 1,154 | 0,768 | 0,814 | 1,144 |
| 2012 | 1,063 | 0,831 | 1,159 | 0,770 | 0,807 | 1,141 |
| 2013 | 1,065 | 0,824 | 1,154 | 0,793 | 0,795 | 1,139 |
| 2014 | 1,066 | 0,812 | 1,151 | 0,816 | 0,790 | 1,138 |

Werte 2008, 2009 und 2011: linear interpoliert.

Quelle: Statistisches Bundesamt, *Sonderauswertungen der Lohn- und Einkommensteuerstatistik* 2007, 2010, 2012, 2013 und 2014; eigene Berechnungen.

Abbildung 5.2:
Ungleichheitsmaße I der Bruttolohnverteilung 2007–2014



Werte 2008, 2009 und 2011: linear interpoliert.

Quelle: Statistisches Bundesamt, *Sonderauswertungen der Lohn- und Einkommensteuerstatistik* 2007, 2010, 2012, 2013 und 2014; eigene Berechnungen.

Ferner werden hier analog zur Darstellung für die Ergebnisse aus dem SOEP die Perzentilrelationen P90/P10 und P90/P50 berichtet.

Tabelle 5.3:
Ungleichheitsmaße II der Bruttolohnverteilung 2007–2014

| P90/P10 | Steuerklasse | | | | | Gesamt |
|---------|--------------|------|-------|------|-------|--------|
| | I | II | III | IV | V | |
| 2007 | 31,51 | 8,31 | 15,70 | 6,05 | 13,89 | 24,85 |
| 2008 | 30,73 | 8,13 | 15,62 | 6,05 | 13,68 | 24,59 |
| 2009 | 29,96 | 7,95 | 15,54 | 6,05 | 13,47 | 24,33 |
| 2010 | 29,18 | 7,77 | 15,46 | 6,05 | 13,26 | 24,07 |
| 2011 | 27,86 | 7,60 | 15,24 | 5,90 | 12,59 | 23,02 |
| 2012 | 26,54 | 7,43 | 15,02 | 5,76 | 11,93 | 21,98 |
| 2013 | 26,17 | 6,96 | 12,96 | 6,80 | 10,98 | 21,21 |
| 2014 | 25,78 | 6,34 | 12,45 | 6,93 | 11,00 | 20,32 |

| P90/P50 | Steuerklasse | | | | | Gesamt |
|---------|--------------|-------|-------|-------|-------|--------|
| | I | II | III | IV | V | |
| 2007 | 2,711 | 2,039 | 2,133 | 1,821 | 2,065 | 2,319 |
| 2008 | 2,670 | 2,060 | 2,155 | 1,838 | 2,079 | 2,334 |
| 2009 | 2,628 | 2,080 | 2,177 | 1,856 | 2,094 | 2,349 |
| 2010 | 2,586 | 2,100 | 2,199 | 1,873 | 2,108 | 2,364 |
| 2011 | 2,517 | 2,115 | 2,213 | 1,881 | 2,111 | 2,350 |
| 2012 | 2,447 | 2,130 | 2,227 | 1,889 | 2,114 | 2,337 |
| 2013 | 2,406 | 2,106 | 2,218 | 1,905 | 2,111 | 2,328 |
| 2014 | 2,388 | 2,091 | 2,220 | 1,913 | 2,123 | 2,318 |

Werte 2008, 2009 und 2011: linear interpoliert.

Quelle: Statistisches Bundesamt, *Sonderauswertungen der Lohn- und Einkommensteuerstatistik* 2007, 2010, 2012, 2013 und 2014; eigene Berechnungen.

Insgesamt ist die Ungleichheit der Bruttolöhne, die jeweils in der Sonderauswertung erfasst sind, ausweislich der meisten Maße über den betrachteten Zeitraum, nahezu kontinuierlich gesunken. Lediglich bei dem Perzentilverhältnis P90/P50 gab es einen Anstieg von 2007 nach 2010. Die einzelnen Steuerklassen weisen eine sehr ähnliche Tendenz wie die Gesamtergebnisse auf. Jedoch bildet die Steuerklasse IV eine Ausnahme. In dieser allerdings relativ homogenen Steuerklasse ist die Ungleichheit in den vergangenen Jahren in der Tendenz gestiegen. Damit kommen die Auswertungen von SOEP und LEST zu unterschiedlichen Einschätzungen. Wo erstere bei der Analyse der Arbeitseinkommen ohne Minilöhne (siehe Kapitel 3.5.2) auf Grundlage fast aller Maße einen Anstieg der Ungleichheit feststellt, zeigen bei letzterer alle Maße ein Sinken der Ungleichheit an.

5.4 Gemeinsame Verteilung nach Lohnsteuerklassen und Lohnquintilen

Für eine gemeinsame Darstellung der Verteilung von Bruttolöhnen und -gehältern sowie der Lohnsteuerklassen werden anhand der Gesamtheit fünf Quantile gebildet (Quintile). Deren Grenzen, die einen Bruttolohnempfänger dem entsprechenden Quintil zu weisen, werden für die Lohnsteuerklassen übernommen, so dass ein zweidimensionaler Datensatz mit diskreten Ausbildungen entsteht (Bruttolohnquintil und Lohnsteuerklasse). Es werden die relativen Aufkommen des Bruttolohns bzw. -gehalts (Anteil am Gesamtaufkommen) für die 25 möglichen Kombinationen der beiden diskreten Merkmale berechnet und berichtet, wobei dies für jedes Berichtsjahr einzeln erfolgt (Tabelle 5.4). Der Wert 1,13 bei der Kombination 1 und I für das Jahr 2007 bedeutet, dass die Bruttolohnempfänger aus den ersten 20 Prozent der Lohnverteilung, die in der Lohnsteuerklasse I sind, für 1,13 Prozent des gesamten Bruttolohns stehen.

Erwartungsgemäß steigt dieser Anteil mit den Lohnquintilen merklich an. In nahezu allen Jahren gilt, dass z.B. die Bezieher der 20 Prozent höchsten Bruttolöhne bzw. -gehälter nahezu doppelt so viel bekommen, wie die 20 Prozent unter ihnen.

Bei der Betrachtung der Ergebnisse über die Zeit fällt auf, dass absolut in Prozentpunkten vor allem die höheren Quintile und hier vor allem die Lohnsteuerklassen III und etwas die Lohnsteuerklasse IV verloren haben und über fast alle Quintile hinweg die Lohnsteuerklasse I einen merklichen Zuwachs ihres Anteils an der Summe der Bruttolöhne und -gehälter aufweist.

Offenbar sind die Veränderungen der Lohnsteuerklasse III relativ gleichmäßig über die Einkommen verteilt. Die Tendenz zu mehr Einnahmen würde sich nicht zeigen, wenn die Lohnsteuerklasse III vor allem in den unteren Lohnquintilen Einbußen verzeichnen würde. Dies kann aber anhand der Betrachtung der bivariaten Verteilung nicht bestätigt werden. Die Einbußen der Lohnsteuerklasse III im höchsten Lohnquintil sind absolut am höchsten und relativ gleichauf mit der gesamten Veränderung der auf diese Lohnsteuerklasse entfallenden Summe der Bruttolöhne und -gehälter.

Tabelle 5.4:
Gemeinsame Verteilung der Lohnsteuerklassen und Lohnquintile 2007–2014 (in Prozent)

| Lohnsteuerklasse | | | | | | |
|------------------|-------|------|-------|-------|------|--------|
| 2007 | I | II | III | IV | V | Gesamt |
| 1 | 1,13 | 0,03 | 0,30 | 0,12 | 0,17 | 1,74 |
| 2 | 4,16 | 0,31 | 1,46 | 1,14 | 1,61 | 8,68 |
| 3 | 7,11 | 0,59 | 4,02 | 3,36 | 1,77 | 16,86 |
| 4 | 9,35 | 0,73 | 8,76 | 5,39 | 0,85 | 25,07 |
| 5 | 13,14 | 0,84 | 25,92 | 7,23 | 0,52 | 47,65 |
| Gesamt | 34,89 | 2,50 | 40,45 | 17,24 | 4,92 | 100,00 |
| 2010 | | | | | | |
| 1 | 1,24 | 0,04 | 0,32 | 0,10 | 0,19 | 1,89 |
| 2 | 4,51 | 0,33 | 1,42 | 0,97 | 1,57 | 8,81 |
| 3 | 7,69 | 0,59 | 3,94 | 2,73 | 1,74 | 16,69 |
| 4 | 10,49 | 0,73 | 8,18 | 4,56 | 0,94 | 24,90 |
| 5 | 14,63 | 0,90 | 24,80 | 6,76 | 0,63 | 47,71 |
| Gesamt | 38,56 | 2,59 | 38,66 | 15,12 | 5,06 | 100,00 |
| 2012 | | | | | | |
| 1 | 1,33 | 0,05 | 0,35 | 0,12 | 0,23 | 2,08 |
| 2 | 4,66 | 0,39 | 1,46 | 1,09 | 1,70 | 9,30 |
| 3 | 7,86 | 0,60 | 3,81 | 2,75 | 1,64 | 16,66 |
| 4 | 10,53 | 0,73 | 7,81 | 4,53 | 0,94 | 24,54 |
| 5 | 14,68 | 0,91 | 24,37 | 6,81 | 0,65 | 47,41 |
| Gesamt | 39,06 | 2,68 | 37,80 | 15,30 | 5,15 | 100,00 |
| 2013 | | | | | | |
| 1 | 1,39 | 0,04 | 0,33 | 0,15 | 0,25 | 2,16 |
| 2 | 4,83 | 0,35 | 1,40 | 1,11 | 1,67 | 9,37 |
| 3 | 8,23 | 0,55 | 3,67 | 2,68 | 1,58 | 16,71 |
| 4 | 10,99 | 0,67 | 7,50 | 4,45 | 0,92 | 24,52 |
| 5 | 15,40 | 0,85 | 23,59 | 6,78 | 0,62 | 47,24 |
| Gesamt | 40,83 | 2,46 | 36,50 | 15,18 | 5,03 | 100,00 |
| 2014 | | | | | | |
| 1 | 1,43 | 0,04 | 0,33 | 0,16 | 0,27 | 2,24 |
| 2 | 4,90 | 0,34 | 1,38 | 1,15 | 1,66 | 9,44 |
| 3 | 8,31 | 0,55 | 3,62 | 2,74 | 1,55 | 16,77 |
| 4 | 11,09 | 0,66 | 7,25 | 4,50 | 0,93 | 24,43 |
| 5 | 15,54 | 0,84 | 23,11 | 6,99 | 0,64 | 47,12 |
| Gesamt | 41,28 | 2,43 | 35,70 | 15,54 | 5,05 | 100,00 |

Quelle: Statistisches Bundesamt, *Sonderauswertungen der Lohn- und Einkommensteuerstatistik* 2007, 2010, 2012, 2013 und 2014; eigene Berechnungen.

5.5 Zwischenfazit

Die eher geringe Veränderung der Lohnspreizung im betrachteten Datensatz und der zumindest auffällige Rückgang der Besetzung der Lohnsteuerklasse III legen den Schluss nahe, dass die in der Tendenz eher positiven Ableitungsdifferenzen zumindest teilweise von gesellschaftlichen Veränderungen im Zusammenleben und in der häuslichen Arbeitsteilung getragen werden.

6 Lohnsteuersimulation auf Basis der Lohnsteuerstatistik

Um die Rolle der beiden vermuteten Ursachen zu quantifizieren, soll für das Jahr 2014 eine Simulation des Lohnsteueraufkommens anhand verschiedener Fortschreibungsverfahren durchgeführt werden, wobei zunächst das in Boss et al. (2009) beschriebenen Lohnsteuermodell modifiziert wird und für die Jahre 2013 und 2014 Lohnsteuereinnahmen entsprechend der damals geltenden Tarife errechnet werden. Dann werden die Daten des Jahres 2013 bzw. 2014 zu Löhnen und Köpfen aus drei verschiedenen Fortschreibungen des Jahres 2012 bzw. 2013 gewonnen. Im ersten Fall werden alle relativen Verteilungsmerkmale aus dem Ausgangsjahr konstant gehalten werden, nur die Zahl der Köpfe und der Pro-Kopf-Löhne werden gleichmäßig anhand des aggregierten Zuwachses erhöht. In zwei weiteren Szenarien wird einmal die relative Verteilung der Lohnsteuerklassen des Ausgangsjahres und mal die Einkommensverteilung in der Fortschreibung konstant gehalten und die jeweils andere Randverteilung an das Zieljahr angepasst. Der Vergleich aller Szenarien soll dann eine Quantifizierung der beiden untersuchten Ursachen erlauben.

6.1 Das Lohnsteuersimulationsmodell

Die Datengrundlage bilden die im der Lohn- und Einkommensteuerstatistik erfassten Bruttolöhne, die in einer Sonderauswertung vorliegen, in der die Lohnneinkommensbezieher in 41 Lohngruppen, den Lohnsteuerklassen I bis V und 3 Gruppen von Einkommensbezieher unterteilt sind. Somit ergeben sich 615 unterschiedliche Merkmalskombinationen, die jeweils unterschiedlich stark besetzt sind.

Auf dieser Datengrundlage wird der Steuertarif der jeweiligen Zieljahre der Simulation angewandt. Dabei werden mehrere vereinfachende Annahmen getroffen, die z.B. mögliche Abzugsbeträge betrifft. So werden für alle Mitglieder einer Einkommensbeziehergruppe die gleichen, wenn auch nach Einkommenshöhe differenzierten, Abzugsbeträge angesetzt, wobei z.B. die Pendlerpauschale unberücksichtigt bleibt. Als Beitragsbemessungsgrenzen werden die jeweiligen Werte für Westdeutschland für alle unterstellt und im Bereich der Rente bleiben die höheren Werte in der Knappschaftlichen Rentenversicherung unberücksichtigt. Zudem wird in der Lohnsteuerklasse IV nicht das Faktorverfahren berücksichtigt.

Ferner ist bei der Interpretation zu berücksichtigen, dass bei der Berechnung der Lohnsteuer die jeweiligen Klassenmittelwerte herangezogen werden. Die Verteilung der Einkommen innerhalb der 41 Lohngruppen bleibt unberücksichtigt. Das Modell lehnt sich hier an Boss et al. (2009) an.

Die konzeptionellen Vereinfachungen führen zu Abweichungen zwischen den Kassenergebnissen und dem Simulationsergebnis. Dass die Lohnsteuereinnahmen im Modell nicht den tatsächlichen Lohnsteuereinnahmen entsprechen verwundert nicht. Mit Blick auf die Analyse der Ableitungsdifferenzen muss dies aber nicht zu schwerwiegend sein. Hier spielt vielmehr eine Rolle, dass die Kopffzahlen und die Lohnsumme in der verwendeten Lohn- und Einkommensteuerstatistik zum Teil deutlich von den relevanten Zahlen in den VGR abweichen. Zumindest ist die Zuwachsrate der BLG für das Jahr 2014 sehr ähnlich. Im Jahr 2013 liegt die Abweichung der Zuwachsraten hingegen bei über einem Prozentpunkt.

Tabelle 6.1:
Vergleich VGR und Lohnsteuerstatistik 2012–2014

| | Lohnsteuerstatistik | VGR (Inländer) | VGR (Inland) |
|---|---------------------|----------------|--------------|
| 2012 | | | |
| Bruttolöhne und -gehälter | 1 065,04 | 1 133,02 | 1 130,5 |
| Löhne bei pauschalierter Besteuerung | | 7,95 | |
| Löhne der 1-Euro-Beschäftigten | | 0,1 | |
| Löhne der Mini-Jobber | | 20,55 | |
| Zwischenstand | 1 065,04 | 1 104,42 | |
| Pensionen | | 54,63 | |
| Betriebsrenten | 56,42 | 35,97 | |
| Insgesamt | 1 121,46 | 1 195,02 | |
| 2013 | | | |
| Bruttolöhne und -gehälter | 1 110,54 | 1 167,39 | 1 164,76 |
| Löhne bei pauschalierter Besteuerung | | 7,25 | |
| Löhne der 1-Euro-Beschäftigten | | 0,10 | |
| Löhne der Mini-Jobber | | 21,66 | |
| Zwischenstand | 1 110,54 | 1 138,38 | |
| Pensionen | | 56,79 | |
| Betriebsrenten | 58,53 | 36,71 | |
| Insgesamt | 1 169,07 | 1 231,88 | |
| 2014 | | | |
| Bruttolöhne und -gehälter | 1 155,03 | 1 213,02 | 1 210,52 |
| Löhne bei pauschalierter Besteuerung | | 6,54 | |
| Löhne der 1-Euro-Beschäftigten | | 0,10 | |
| Löhne der Mini-Jobber | | 22,52 | |
| Zwischenstand | 1 155,03 | 1 183,87 | |
| Pensionen | | 59,61 | |
| Betriebsrenten | 61,30 | 37,56 | |
| Insgesamt | 1 216,33 | 1 281,04 | |
| Vorjahresvergleich 2013 zu 2012 in % | | | |
| Bruttolöhne und -gehälter | | 3,03 | 3,03 |
| Zwischenstand | 4,27 | 3,07 | |
| Insgesamt | 4,25 | 3,08 | |
| Vorjahresvergleich 2014 zu 2013 in % | | | |
| Bruttolöhne und -gehälter | | 3,91 | 3,93 |
| Zwischenstand | 4,01 | 4,00 | |
| Insgesamt | 4,04 | 3,99 | |

Quelle: Statistisches Bundesamt, *Sonderauswertungen der Lohn- und Einkommensteuerstatistik* 2012, 2013 und 2014 und Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen; eigene Berechnungen.

Das Lohnsteuersimulationsmodell unterschätzt die tatsächlichen phasengerechten Bruttolohnsteuereinnahmen (ohne Lohnsteuereinnahmen von Minijobs) um jeweils rund 8 Mrd. Euro. Die Güte der Approximation entspricht damit in etwa dem Modell von Boss et al. (2009), das ebenfalls auf einer derart geschichteten Auswertung der Lohn- und Einkommensteuer basiert.

6.2 Die Fortschreibungsverfahren

Die Zahlen liegen durchgängig für die Jahre 2012 bis 2014 vor, so dass ein Vergleich möglicher Fortschreibungen für die Jahre 2013 und 2014 möglich ist. Es werden verschiedene Fortschreibungen genutzt, die die Rolle der Bruttolohnverteilung und der Steuerklassenverteilung beleuchten sollen.

Zunächst wird eine Fortschreibung gewählt, die der anhand von Makroaggregaten nahe kommt. Dazu werden die Durchschnittslöhne für jede Merkmalskombination mit dem Verhältnis der Bruttolohnsumme des Zieljahres zu der des Ausgangsjahres multipliziert. Ebenso wird die Besetzung aller 615 Merkmalskombinationen mit dem Verhältnis der Summe der erfassten Steuerzahlerinnen und -zahler multipliziert. Dieses Vorgehen ist analog zur Fortschreibung im AKS anhand der Pro-Kopf-Entwicklung der bereinigten BLG und der Arbeitnehmer.

Dieser Fortschreibung werden zwei Varianten entgegenstellt, in der die Besetzung der Merkmalskombinationen anhand unterschiedlicher Randverteilungen orientiert wird. Zum einen wird die Randverteilung der Bruttolöhne des Ausgangsjahres belassen und dafür die Verteilung der Steuerklassen aus dem Zieljahr genommen. Operationalisiert wird dies durch die Fortschreibung der relativen Besetzungszahlen aller Merkmalskombinationen des Ausgangsjahres entlang der genannten Randverteilungen entsprechend des Prinzips des geringsten Informationsverlustes, das in der statischen Alterung von Mikrodaten seit vielen Jahren ein übliches Verfahren ist (Merz 1994). Die resultierende relative Verteilung wird dann mit der Gesamtkopfzahl des Zieljahres multipliziert und zudem werden alle Bruttolöhne mit einem Faktor multipliziert, so dass sich die Lohnsumme des Zieljahres ergibt. Hier sei angemerkt, dass bei einer Fortschreibung anhand der Lohnverteilung des Ausgangsjahres anschließend alle Bruttolöhne gemeinsam mit einem Faktor multipliziert werden, so dass sich die Bruttolohnsumme des Zieljahres ergibt. Sofern anhand der Lohnverteilung des Zieljahres fortgeschrieben wird, ist diese finale Anpassung der Bruttolöhne nahezu vernachlässigbar gering.

Durch die Fortschreibung entlang der verschiedenen Randverteilungen ergibt sich die Möglichkeit die Bedeutung der Veränderungen der jeweiligen Randverteilungen für die Fortschreibung bzw. für die Ableitungsdifferenz bei einer pauschalen Fortschreibung anhand der Aggregate Bruttolohn pro Kopf und Anzahl der Beschäftigten zu quantifizieren. Hierbei muss allerdings einschränkend angemerkt werden, dass die bedingten Verteilungen durch die Fortschreibung geändert werden und gewisse Kreuzeffekte zwischen Lohn- und Steuerklassenverteilung unberücksichtigt bleiben bzw. nicht herausgerechnet werden können.

6.3 Ergebnisse

Die Ableitungsdifferenz, die sich anhand der einfachen Fortschreibung im Vergleich zur Anwendung des Modells auf den Datensatz des Zieljahres ergibt, ist in beiden Jahren relativ gering. Damit gibt es deutliche Abweichungen zu den Ableitungsdifferenzen, die für die beiden Jahre auf Basis der Makrodaten festgestellt wurden. Diese lagen mit 2 316 Mio. Euro (2013) und 506 Mio. Euro (2014) deutlich höher. Die deutliche Abweichung ist angesichts der Unterschiede zwischen den in der Lohn- und Einkommensteuerstatistik erfassten Fällen auf der einen Seite, dem tatsächlichen Steueraufkommen und den Zahlen der VGR auf der anderen Seite allerdings nicht verwunderlich. Jedoch bedeutet dies auch, dass die folgenden Ergebnisse zwar qualitativ für die Analyse der Ableitungsdifferenzen in den Ableitungen des AKS relevant sind, aber sich nicht direkt übertragen lassen. Vielmehr wird durch die Abweichungen die Bedeutung anderer Ursachen für Ableitungsdifferenzen unterstrichen.

Interessanterweise sind die Ableitungsdifferenzen in den Fällen, in denen entweder die Lohnverteilung oder die Steuerklassenverteilung des Zieljahres berücksichtigt wird, sogar höher. Die Ableitungsdifferenzen haben dabei je nach Fortschreibung unterschiedliche Vorzeichen. Dies lässt sich dahingehend interpretieren, dass sich in den Jahren 2013 und 2014 die Fehler durch die Homogenitätsannahmen bezüglich der Lohnverteilung und der Steuerklassenverteilung in etwa aufgehoben haben. Dazu passt, dass in beiden Jahren die Steuerklassen III gegenüber der Steuerklasse I verloren hat (was für eine positive Ableitungsdifferenz spricht) und zugleich die Lohnungleichheit gemessen am Gini-Koeffizient sowie am Variationskoeffizient gesunken ist (siehe Kapitel 5.3).

Tabelle 6.2:
Simulationsergebnisse 2012–2014

| | Köpfe (in Mio.) | BLG (in Mrd. Euro) | Einnahmen (in Mio. Euro) | Ableitungsdifferenz (in Mio. Euro) |
|--|-----------------|--------------------|-----------------------------|------------------------------------|
| I Modellergebnisse | | | | |
| 2012 | 38,63 | 1 119,44 | | |
| 2013 | 39,23 | 1 169,07 | 191 916,15 | |
| 2014 | 39,68 | 1 216,34 | 200 727,73 | |
| II Einfache Fortschreibung | | | | |
| 2013 | | | 191 424,74 | 491,41 |
| 2014 | | | 200 706,95 | 20,77 |
| III Lohnverteilung Ziel / Klassen Ausgang | | | | |
| 2013 | | | 190 648,32 | 1 267,83 |
| 2014 | | | 199 763,27 | 964,46 |
| IV Lohnverteilung Ausgang / Klassen Ziel | | | | |
| 2013 | | | 192 565,25 | -649,10 |
| 2014 | | | 201 398,69 | -670,96 |
| V Summe III und IV | | | | |
| | | | | 618,73 |
| | | | | 293,50 |

Quelle: Statistisches Bundesamt, *Sonderauswertungen der Lohn- und Einkommensteuerstatistik* 2012, 2013 und 2014; eigene Berechnungen.

Im Einzelnen: Im Jahr 2013 beträgt die Ableitungsdifferenz bei einfacher Fortschreibung rund 490 Mio. Euro. Die Einnahmen werden also unterschätzt. Dies verstärkt sich sogar, wenn die Lohnverteilung des Zieljahres in der Fortschreibung berücksichtigt wird. Die Ableitungsdifferenz beträgt in diesem Fall knapp 1,3 Mrd. Euro. Werden allerdings die Steuerklassen und nicht die Lohnverteilung an das Zieljahr angepasst, werden die Steuereinnahmen überschätzt (-650 Mio. Euro). Der Grund ist, dass der einnahmenmehrende Effekt der Veränderung der Bedeutung der Lohnsteuerklassen berücksichtigt wird, der einnahmenmindernde Effekt des Rückgangs der Lohnungleichheit aber nicht. In der Summe sind die beiden Ableitungsdifferenzen in etwa so groß wie die Ableitungsdifferenz des einfachen Verfahrens. Sie gleichen sich also in etwa aus, so dass die Ableitungsdifferenz mit einfacher Fortschreibung in absoluter Betrachtung recht klein ist. Dies gilt nochmal mehr für das Jahr 2014. Die einfache Ableitungsdifferenz ist nahe null und die beiden komplexeren Verfahren zeigen merkliche Ableitungsdifferenzen mit jeweils unterschiedlichem Vorzeichen.

7 Fazit

Das derzeitige Verfahren zur Fortschreibung der Lohnsteuer des AKS ist trotz seines hohen Aggregationsniveaus recht präzise. Die Ableitungsdifferenzen sind vergleichsweise gering. Lohnsteuersimulationen, die auf Basis des SOEP und sogar auf Basis der Lohnsteuerstatistik erfolgen, liefern keine besseren Anhaltspunkte für die Prognose als das Verfahren, das auf den Kassenergebnissen des Vorjahres und den Makrodaten basiert.

Trotzdem sind in den vergangenen Jahren überwiegend positive Ableitungsdifferenzen zu beobachten gewesen, die für sich genommen eine systematische Verzerrung des Verfahrens nahelegen. Die Ursachen für diese Ableitungsdifferenzen können vielfältig sein. Insbesondere bei größeren, schwer zu quantifizierenden Rechtänderungen dürften Abweichungen auf die Ableitungsdifferenz durchschlagen. Diese sind jedoch nicht alleine ursächlich. Dieses Gutachten hat dabei insbesondere zwei mögliche Ursachen anhand des SOEP und einer Sonderauswertung der Lohn- und Einkommensteuerstatistik diskutiert. Zum einen die Annahme der Lohnhomogenität und zum anderen die Annahme der konstanten Haushaltsstruktur.

Im betrachteten Zeitraum ist die Lohnungleichheit ausweichlich verschiedener Maße laut SOEP und Sonderauswertung der Lohnsteuerstatistik nicht eindeutig durchgängig gestiegen. Die Ergebnisse mit heterogener Lohnfortschreibung schwanken zwischen den Jahren und den Modellierungsansätzen. Veränderungen der Lohnverteilung haben über die Jahre keine gleichgerichtete Auswirkung gehabt, auch wenn sie von einem Jahr zum anderen durchaus eine wichtige Rolle spielen.

Die Annahme konstanter Haushaltsstrukturen hingegen scheint eher über viele Jahre zu einer Unterschätzung der Lohnsteuer geführt zu haben. Offenbar gab es eine Tendenz zu weniger Ehen und einer geänderten Lohnverteilung in den Ehen. Die Lohnsteuerklasse III hat an Bedeutung verloren. Dies bedeutet zugleich, dass im betrachteten Zeitraum aus Sicht der Lohneinkommen das Ehegattensplitting an Bedeutung verloren hat.

Trotz dieses „Treffers“ bleibt festzuhalten, dass die Abweichungsdifferenzen eine Vielzahl von Ursachen hat und auch Schwankungen in der Lohnverteilung eine nicht unerhebliche, jedoch wechselnde Rolle spielen. Andere Ursachen dürften über die Zeit vergleichsweise konstant gewesen sein. So wurde die Lohnsteuer auf Pensionen nicht gesondert fortgeschrieben, angesichts des Anstiegs der Pensionen eine Ursache für positive Ableitungsdifferenzen, doch fallen die Auswirkungen quantitativ kaum ins Gewicht. Die Verschiebung der Lohnsteuerklassen hat hier ein anderes Gewicht, doch ist es ausgesprochen schwer eine plausible Fortschreibung zu finden. Welche Ansatzpunkte es hier gibt, diskutiert der folgende Abschnitt.

8 Ausblick: Projektion der Ableitungsdifferenz

Die Lohnverteilung und die Verteilung der Lohnsteuerklassen dürften auch in Zukunft nicht konstant sein. Für die Fortschreibung der Ableitungsdifferenz ist es von großer Bedeutung zu klären, welche Möglichkeiten bestehen, die Verteilung der Lohnsteuerklassen und der Lohneinkommen zu prognostizieren.

Für die Lohnverteilung liegen keine Prognosen oder Fortschreibungen vor. Ob sich die in den ausgewerteten Datensätzen abzeichnenden Trends zu geringerer Lohnungleichheit fortsetzen, lässt sich

ebenso wenig als Aussage stützen wie ein zukünftiger Anstieg der Lohnungleichheit. Zudem schwankt das Lohnwachstum über die Dezile von einem Jahr zum nächsten stark.

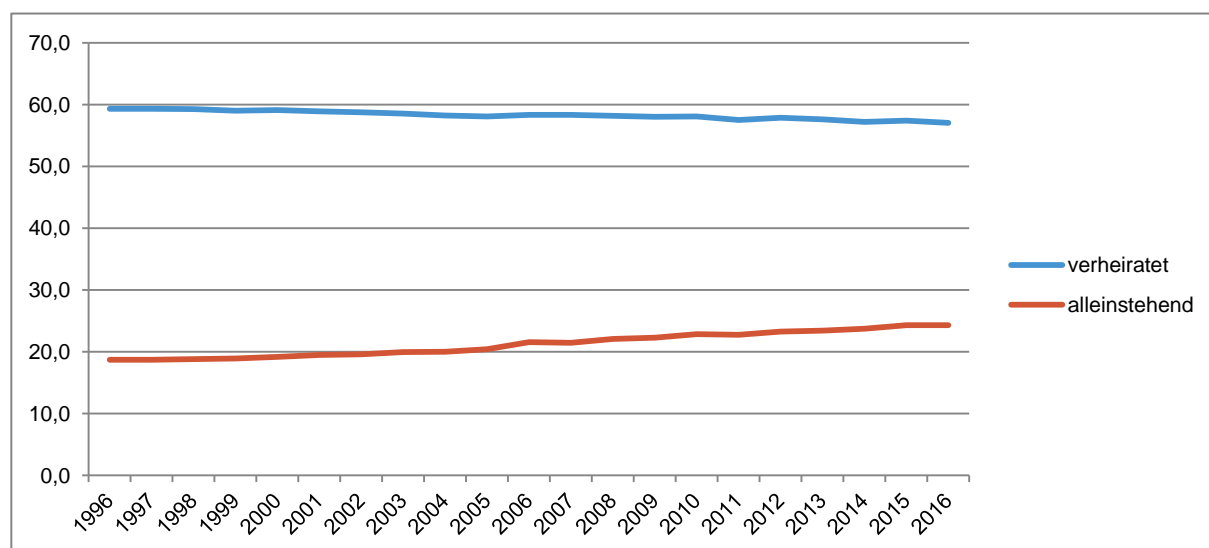
Bei der Verteilung der Lohnsteuerklassen dürften hingegen soziodemografische Entwicklungen zugrunde liegen und zumindest mit Blick auf die Demografie sind Fortschreibungen für die relevanten Zeiträume der Steuerschätzung verfügbar. Zunächst müssten allerdings die Entwicklungen der Lohnsteuerklassenverteilung und die demografischen Größen, die letztlich fortgeschrieben werden, zusammen analysiert werden.

8.1 Relative Häufigkeit von Ehen

Die bisherigen Untersuchungen haben gezeigt, dass die Steuerklasse III über die Zeit an Bedeutung verloren hat. Zugleich unterlag die Steuerklasse IV keinem eindeutigen Trend. Dies spricht zum einen dafür, dass die Zahl der Ehepaare unter den Steuerzahlern sinkt, was auch dem Trend in der Gesamtbevölkerung entspricht, in der die Zahl der Ehen relativ zurückgeht. Zugleich ist die Zahl der Alleinstehenden gestiegen (Abbildung 8.1).

Ein Vergleich der Zahlen aus dem Mikrozensus und den Besetzungszahlen der Lohnsteuerklassen, zeigt allerdings, dass die Trends nicht vollkommen deckungsgleich sind. Die relative Zahl der Personen in den Steuerklassen III bis V ist stärker zurückgegangen als die modifizierte Zahl im Mikrozensus (Tabelle 8.1). Letztere Zahl umfasst alle Eheleute relativ zur Gesamtbevölkerung ohne Minderjährige. Analog ist die relative Zahl der Personen in der Steuerklasse I stärker gestiegen als die relative Zahl der Alleinstehenden, erwachsenen Kinder und unverheiratet Zusammenlebenden. Aus den Zahlen zur Haushaltsstruktur alleine lassen sich somit die Größen aus der Lohnsteuerstatistik nicht adäquat nachvollziehen. Hier dürften Rentnerhaushalte eine besondere Rolle spielen, da sie in der Lohnsteuerstatistik kaum vertreten sind, aber durchaus häufig die Lebensformen Ehepaar ohne Kinder und Alleinstehend haben dürften.

Abbildung 8.1:
Anteil verheirateter und alleinstehender Personen an der Gesamtbevölkerung 1996–2016



Quelle: Bundesinstitut für Bevölkerungsforschung, auf Basis des Statistischen Bundesamtes, Mikrozensus; eigene Berechnungen.

Tabelle 8.1:
Vergleich zwischen Lohnsteuerstatistik und Mikrozensus 2007–2014

| | Verheiratet | | Alleinstehend | |
|------|-------------|-------------|---------------|-------------|
| | Lohnsteuer | Mikrozensus | Lohnsteuer | Mikrozensus |
| 2007 | 52,09 | 55,16 | 45,26 | 40,41 |
| 2008 | 51,00 | 54,41 | 46,31 | 41,18 |
| 2009 | 49,92 | 53,90 | 47,36 | 41,68 |
| 2010 | 48,84 | 53,46 | 48,41 | 42,12 |
| 2011 | 48,83 | 53,16 | 48,33 | 42,17 |
| 2012 | 48,83 | 53,08 | 48,25 | 42,26 |
| 2013 | 47,53 | 52,69 | 49,83 | 42,51 |
| 2014 | 47,28 | 52,09 | 50,15 | 42,99 |

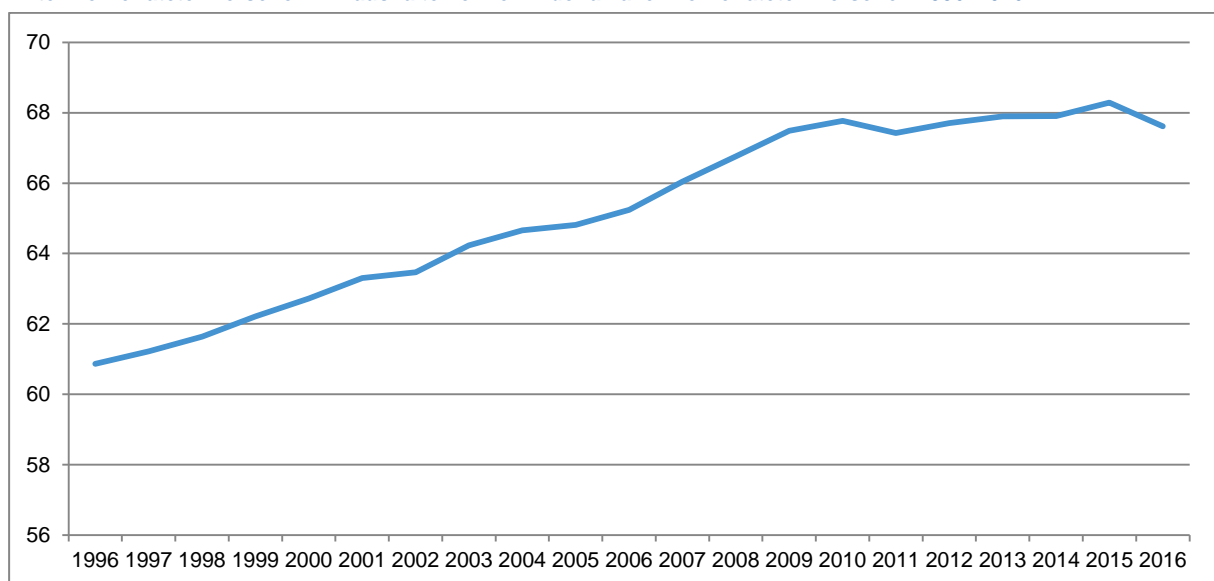
Verheiratet: Alle Personen in Lohnsteuerklasse III, IV und V bzw. laut Angabe des Mikrozensus.

Alleinstehend: Alle Personen in Lohnsteuerklasse I bzw. alle Alleinstehenden und erwachsene Kinder wohnhaft im Elternhaus.

Quelle: Bundesinstitut für Bevölkerungsforschung, auf Basis des Statistischen Bundesamtes, Mikrozensus; eigene Berechnungen.

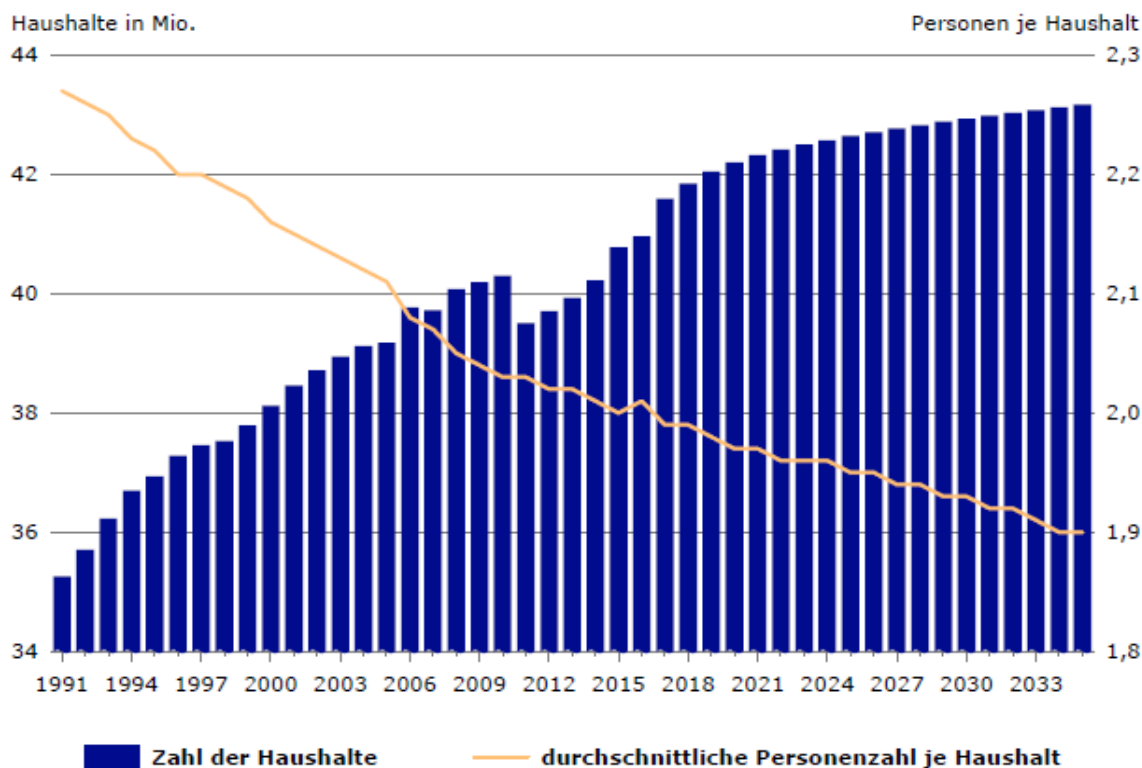
Ferner ist der Anteil der Steuerklasse IV nicht in gleicher Form und letztlich weniger stark gesunken als der der Lohnsteuerklasse III. Hier wirkt ein weiterer soziodemografischer Trend. Die Arbeitseinkommen innerhalb der Ehe nähern sich offenbar an und das Alleinverdiener-Modell verliert an Bedeutung. So ist auch das Verhältnis der Fallzahlen zwischen den Lohnsteuerklassen V und III im Jahr 2014 merklich höher als im Jahr 2007. Der Rückgang der Alleinverdienererehen korrespondiert eventuell mit dem steigenden Anteil der Verheirateten ohne Kinder im Haushalt an allen Verheirateten (Abbildung 8.2). Die Existenz von Kleinkindern in einem Haushalt hat deutlichen Einfluss auf die Erwerbsbeteiligung (Hans-Böckler-Stiftung 2017). In jüngerer Zeit spielen aber auch der Ausbau der Kinderbetreuung und die Bereitstellung des Elterngeldes eine Rolle, weswegen eine Fortschreibung von Trends aus den 1990er und 2000er Jahren problematisch ist.

Abbildung 8.2:
Anteil verheirateter Personen in Haushalten ohne Kinder an allen verheirateten Personen 1996–2016



Quelle: Bundesinstitut für Bevölkerungsforschung, auf Basis des Statistischen Bundesamtes, Mikrozensus (Lebensformenkonzept); eigene Berechnungen.

Abbildung 8.3:
Zahl der Privathaushalte* und durchschnittliche Haushaltsgröße in Deutschland 1991–2035



* Privathaushalte am Haupt- und Nebenwohnsitz

Datenquelle: Statistisches Bundesamt: 1991 bis 2016 Mikrozensus,
ab 2016 Vorausberechnung der Privathaushalte bis 2035

© BiB 2018

Quelle: Bundesinstitut für Bevölkerungsforschung, auf Basis des Statistischen Bundesamtes, Mikrozensus. Via Internet (Zugriff: 27.02.2020) <<https://www.bib.bund.de/DE/Fakten/Fakt/L50-Privathaushalte-Haushaltsgroesse-1991-Vorausberechnung.html>>.

Für die Fortschreibung der Haushaltsgrößen liegen Zahlen vor (Abbildung 8.3). Diese deuten darauf hin, dass die Haushaltsgröße weiter sinken wird. Insbesondere die Zahl der alleinstehenden Personen wird weiter zunehmen. Dies spricht dafür, dass, bedingt durch die Haushaltszusammensetzung, weiter mit einer positiven Ableitungsdifferenz zu rechnen ist. Eine sinkende Haushaltsgröße spricht für mehr Alleinstehende und weniger Haushalte mit kleinen Kindern, was zum einen die Besetzung der Lohnsteuerklasse I und zum anderen innerhalb des Kreises der Verheirateten die der Lohnsteuerklassen IV und V begünstigen dürfte.

Allerdings lassen sich diese Ergebnisse nur vage auf die Lohnsteuerpflichtigen übertragen. Schließlich dürften hier Personen unterhalb des Rentenalters überrepräsentiert sein und zugleich ist nicht auszuschließen, dass der Anstieg der Zahl der Alleinstehenden mit der Alterung der Gesellschaft verbunden ist. Der Anteil der Verheirateten ohne Kinder stagnierte hingegen jüngst. Die Fortschreibung dürfte hier unsicherer sein.

Hier ist ebenfalls noch unklar, wie stark sich die Lohneinkommen der jeweiligen Ehepartner weiter angleichen werden. Letztlich bedarf es detaillierterer Fortschreibungen der Bevölkerungs- und Haushaltsstruktur, die z.B. auch nach dem Alter und der sozialen Gliederung unterscheiden.

Abschließend ist die Frage, wie die Ableitungsdifferenz fortzuschreiben ist, damit nicht geklärt. Da gewisse soziodemografische und gesellschaftliche Trends, die in den vergangenen Jahren zu positiven Ableitungsdifferenzen geführt haben, vermutlich auch in den kommenden Jahren anhalten dürften, spricht dies dafür, einen Betrag nicht nur für das jeweils laufende, sondern für jedes Jahr der Fortschreibung anzusetzen. Es erscheint plausibel, diesen anhand der bisherigen Erfahrungen mit der Ableitungsdifferenz zu orientieren, doch sollten zum einen diese weiterhin überprüft werden und zum anderen Fortschreibungsvarianten anhand der Projektion soziodemografische und gesellschaftliche Trends gesucht werden. Eine detailliertere Untersuchung dazu, inwieweit der Rückgang der durchschnittlichen Haushaltsgröße allein durch die Alterung der Bevölkerung erklärbar ist, wäre mithilfe zur Verfügung stehender Haushaltsdaten möglich. Hier, ebenso wie bezüglich der Frage der Angleichung der Löhne innerhalb von Ehepaaren, müssten Kohorten- von Alterseffekten getrennt werden und eine genauere Fortschreibung vorgenommen werden.

Literatur

- Bechara, P., T. Kasten und S. Schaffner (2015). Dokumentation des RWI-Einkommensteuer-Mikrosimulationsmodell (RWI EMSIM). RWI Materialien 86, Essen.
- Boss, A., A. Boss und T. Boss (2009). Das Lohnsteueraufkommen in Deutschland: Erklärung und Prognose auf Basis der Lohnsteuerstatistik. Kieler Arbeitspapiere 1522. Institut für Weltwirtschaft, Kiel.
- De Maio, F.G. (2007). Income inequality measures. *Journal of epidemiology and community health* 61 (10): 849–852. doi:10.1136/jech.2006.052969.
- Goebel, J., M. Grabka, S. Liebig et al. (2018). The German Socio-Economic Panel (SOEP). *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik* 239 (2): 345–360.
- Hans-Böckler-Stiftung (2017). Erwerbstätigenquote nach Elternschaft und Alter der Kinder 2017. Zugriff via Internet (25. August 2019) <<https://www.boeckler.de/53497.htm>>.
- Haughton, J., und S.R. Khandker (2009). *Handbook on poverty+ inequality*. World Bank Publications, Washington, D.C.
- Merz, J. (1994). Microdata adjustment by the minimum information loss principle. FFB Discussion Paper No. 10. Universität Lüneburg.
- Wagner, G., J. Frick und J. Schupp (2007). The German socio-economic panel study (SOEP) – Scope, evolution and enhancements. *Schmollers Jahrbuch. Journal of Applied Social Science Studies* 127 (1): 139–169.

