

UNIVERSITÄT BERN

WIRTSCHAFTS- UND SOZIALWISSENSCHAFTLICHE FAKULTÄT

Institut für Soziologie

---

# Einkommensungleichheit in der Schweiz

## Was können wir aus Steuerdaten lernen?

---

Inauguraldissertation zur Erlangung der Würde eines Doctor rerum socialium der  
Wirtschafts- und Sozialwissenschaftlichen Fakultät der Universität Bern

vorgelegt von

Rudolf Paul Martin FARYS  
Illertissen, Deutschland

2015

Originaldokument gespeichert auf dem Webserver der Universitätsbibliothek Bern



Dieses Werk ist unter einem Creative Commons Namensnennung-Keine kommerzielle  
Nutzung-Keine Bearbeitung 2.5 Schweiz Lizenzvertrag lizenziert. Um die Lizenz anzusehen,  
gehen Sie bitte zu <http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/2.5/ch/> oder  
schicken Sie einen Brief an Creative Commons, 171 Second Street, Suite 300, San Francisco,  
California 94105, USA.

## Urheberrechtlicher Hinweis

Dieses Dokument steht unter einer Lizenz der Creative Commons  
Namensnennung-Keine kommerzielle Nutzung-Keine Bearbeitung 2.5 Schweiz.  
<http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/2.5/ch/>

Sie dürfen:



dieses Werk vervielfältigen, verbreiten und öffentlich zugänglich machen

Zu den folgenden Bedingungen:



**Namensnennung.** Sie müssen den Namen des Autors/Rechteinhabers in der von ihm festgelegten Weise nennen (wodurch aber nicht der Eindruck entstehen darf, Sie oder die Nutzung des Werkes durch Sie würden entlohnt).



**Keine kommerzielle Nutzung.** Dieses Werk darf nicht für kommerzielle Zwecke verwendet werden.



**Keine Bearbeitung.** Dieses Werk darf nicht bearbeitet oder in anderer Weise verändert werden.

Im Falle einer Verbreitung müssen Sie anderen die Lizenzbedingungen, unter welche dieses Werk fällt, mitteilen.

Jede der vorgenannten Bedingungen kann aufgehoben werden, sofern Sie die Einwilligung des Rechteinhabers dazu erhalten.

Diese Lizenz lässt die Urheberpersönlichkeitsrechte nach Schweizer Recht unberührt.

Eine ausführliche Fassung des Lizenzvertrags befindet sich unter  
<http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/2.5/ch/legalcode.de>

Die Fakultät hat diese Arbeit am 21.05.2015 auf Antrag der beiden Gutachter Prof. Dr. Ben Jann und Prof. Dr. Tobias Wolbring als Dissertation angenommen, ohne damit zu den darin ausgesprochenen Auffassungen Stellung nehmen zu wollen.



# Inhaltsverzeichnis

|   |    |
|---|----|
| Abbildungsverzeichnis . . . . .   | 5  |
| Tabellenverzeichnis . . . . .   | 9  |
| I. Einleitung . . . . .   | 11 |
| 1. Ökonomische Ungleichheit – Die Debatte in der Schweiz . . . . .                                | 13 |
| 2. Zielsetzung der Arbeit . . . . .   | 15 |
| II. Grundlagen  |    |
| Mit Oliver Hümbelin . . . . .   | 17 |
| 3. Mikro- und Makroprozesse der Ungleichheit . . . . .  | 19 |
| 3.1. Mikroebene: Leistung, Vererbung, soziale Schliessung, soziale Risiken<br>und Macht . . . . . | 20 |
| 3.2. Makroebene: Wirtschaft, Institutionen und Demographie . . . . .                              | 22 |
| 3.3. Zusammenfassung . . . . .  | 25 |
| 4. Konzeptionelle Aspekte der Messung von Ungleichheit . . . . .                                  | 27 |
| 4.1. Ausgangssituation . . . . .  | 27 |
| 4.2. Standards zur Messung ökonomischer Ungleichheit . . . . .                                    | 29 |
| 5. Steuerdaten versus Umfragedaten . . . . .  | 35 |
| 5.1. Ein Vergleich der Vor- und Nachteile . . . . .   | 35 |
| 5.2. Andere Methoden andere Trends? Die Situation in der Schweiz . . . . .                        | 38 |
| 5.3. Tabellen . . . . .   | 41 |
| 6. Evaluation von Steuerdaten in der Schweiz . . . . .  | 43 |
| 6.1. Definition ökonomischer Ressourcen . . . . .   | 46 |
| 6.2. Messung der Ungleichheit . . . . .   | 48 |
| 6.3. Untersuchungseinheiten . . . . .   | 54 |
| 6.4. Repräsentativität und Validität . . . . .  | 56 |
| 6.5. Tabellen . . . . .   | 65 |
| 7. Fazit zu Teil II . . . . .   | 69 |
| III. Fallstudien . . . . .  | 75 |
| 8. Ausgangslage . . . . .   | 77 |

|   |     |
|---|-----|
| 9. Wandel der kantonalen Einkommensverteilungen . . . . .     | 81  |
| 10. Auswirkungen demographischer Veränderungen . . . . .      | 91  |
| 10.1. Einleitung . . . . .                                    | 91  |
| 10.2. Daten und Methode . . . . .                             | 92  |
| 10.3. Ergebnisse . . . . .                                    | 96  |
| 10.4. Zusammenfassung . . . . .                               | 101 |
| 11. Die Rolle von Migration und Segregation . . . . .         | 105 |
| 11.1. Einleitung . . . . .                                    | 105 |
| 11.2. Daten und Methode . . . . .                             | 106 |
| 11.3. Deskriptive Ergebnisse . . . . .                        | 107 |
| 11.4. Die Rolle der Herkunft . . . . .                        | 111 |
| 11.5. Tabellen . . . . .                                      | 112 |
| 12. Der Einfluss von Vermögenseinkünften . . . . .            | 127 |
| 12.1. Einleitung . . . . .                                    | 127 |
| 12.2. Entwicklung von Vermögenseinkünften . . . . .           | 129 |
| 12.3. Ergebnisse . . . . .                                    | 130 |
| 12.4. Tabellen . . . . .                                      | 132 |
| 13. Fazit zu Teil III . . . . .                               | 137 |
| IV. Schluss . . . . .   | 139 |
| 14. Zusammenfassung . . . . .                                 | 141 |
| 15. Messen wir wirklich das, was wir messen wollen? . . . . . | 145 |
| Literatur . . . . .   | 149 |
| Selbstständigkeitserklärung . . . . .                         | 157 |

# Abbildungsverzeichnis

|      |  |    |
|------|--|----|
| 3.1. | Makro- und Mikroprozesse der ökonomischen Ungleichheit . . . . .                               | 19 |
| 4.1. | Einkommensdefinitionen: Vom Primäreinkommen zum verfügbaren Einkommen . . . . .                | 31 |
| 5.1. | Ungleichheitstrends in der Schweiz . . . . .   | 40 |
| 6.1. | Ungleichheitstrends für unterschiedliche Einkommensdefinitionen . . . . .                      | 48 |
| 6.2. | Ungleichheitstrends mit und ohne Äquivalenzskalengewichtung . . . . .                          | 49 |
| 6.3. | Ungleichheitstrends für unterschiedliche Masszahlen . . . . .                                  | 51 |
| 6.4. | Relative Verteilung zwischen 2011 und 2003 . . . . .   | 52 |
| 6.5. | Relative Verteilung zwischen Haushalten und Steuereinheiten (Bern) . . . . .                   | 56 |
| 6.6. | Relative Verteilungen zwischen Survey- und Steuerdaten . . . . .                               | 60 |
| 6.7. | Relative Verteilungen zwischen Daten inklusive und Daten exklusive Sonderfälle . . . . .       | 62 |
| 6.8. | Ungleichheitstrends mit und ohne Nicht-Besteuerte . . . . .                                    | 64 |
| 7.1. | Entwicklung der Einkommensungleichheit für unterschiedliche Datenquellen . . . . .             | 73 |
| 9.1. | Entwicklung der Einkommensverteilung im Aargau vor/nach Umverteilung (2001 vs. 2007) . . . . . | 82 |
| 9.2. | Entwicklung der Einkommensverteilung in Basel vor/nach Umverteilung (2005 vs. 2011) . . . . .  | 82 |
| 9.3. | Entwicklung der Einkommensverteilung in Bern vor/nach Umverteilung (2002 vs. 2012) . . . . .   | 83 |
| 9.4. | Entwicklung der Einkommensverteilung im Jura vor/nach Umverteilung (2006 vs. 2012) . . . . .   | 83 |

|       |   |     |
|-------|---|-----|
| 9.5.  | Entwicklung der Einkommensverteilung in Obwalden vor Umverteilung (2001 vs. 2011) . . . . .             | 84  |
| 9.6.  | Entwicklung der Einkommensverteilung in Zürich vor/nach Umverteilung (2004 vs. 2011) . . . . .          | 84  |
| 9.7.  | Entwicklung der verfügbaren Einkommen ohne/mit Äquivalenzgewichtung im Aargau (2001 vs. 2007) . . . . . | 86  |
| 9.8.  | Entwicklung der verfügbaren Einkommen ohne/mit Äquivalenzgewichtung in Basel (2005 vs 2011) . . . . .   | 87  |
| 9.9.  | Entwicklung der verfügbaren Einkommen ohne/mit Äquivalenzgewichtung in Bern (2002 vs 2012) . . . . .    | 87  |
| 9.10. | Entwicklung der verfügbaren Einkommen ohne/mit Äquivalenzgewichtung im Jura (2006 vs 2012) . . . . .    | 88  |
| 9.11. | Entwicklung der verfügbaren Einkommen ohne/mit Äquivalenzgewichtung in Zürich (2004 vs. 2011) . . . . . | 88  |
| 9.12. | Entwicklung der Totaleinkommen zwischen 1969 und 2007 (Aargau) . . .                                    | 89  |
| 9.13. | Entwicklung der verfügbaren Äquivalenzeinkommen zwischen 1969 und 2007 (Aargau) . . . . .               | 90  |
| 10.1. | Entwicklung der Alterszusammensetzung in diversen Kantonen . . . . .                                    | 94  |
| 10.2. | Entwicklung der Haushaltszusammensetzung in diversen Kantonen . . .                                     | 95  |
| 10.3. | Aargau 2007 gegeben die Demographie von 2001 . . . . .  | 97  |
| 10.4. | Basel 2011 gegeben die Demographie von 2005 . . . . .   | 98  |
| 10.5. | Bern 2012 gegeben die Demographie von 2002 . . . . .  | 99  |
| 10.6. | Jura 2012 gegeben die Demographie von 2006 . . . . .  | 100 |
| 10.7. | Obwalden 2011 gegeben die Demographie von 2001 . . . . .  | 101 |
| 10.8. | Zürich 2011 gegeben die Demographie von 2004 . . . . .  | 102 |
| 11.1. | Zürich: Neuregistrierungen durch Zuzug/Geburt (Anzahl Personen) pro Jahr ab 1900 . . . . .              | 107 |
| 11.2. | Obwalden: Neuregistrierungen durch Zuzug/Geburt (Anzahl Personen) pro Jahr ab 1900 . . . . .            | 108 |
| 11.3. | Ökonomische Ausstattung der Zuzügler (ZH) . . . . .   | 108 |
| 11.4. | Ökonomische Ausstattung der Zuzügler (OW) . . . . .   | 109 |
| 11.5. | Perzentilsverhältnisse der Zuzügler (ZH) . . . . .  | 110 |
| 11.6. | Perzentilsverhältnisse der Zuzügler (OW) . . . . .  | 110 |

|  |     |
|--|-----|
| 11.7. Perzentilsverhältnisse der Einkommen und Vermögen der letztjährigen Zuzügler (OW) . . . . .                        | 111 |
| 11.8. Perzentilsverhältnisse der Einkommen und Vermögen nach Nationalität (OW) . . . . .                                 | 113 |
| 12.1. Anteile von Liegenschaftseinkünften und Wertschriftenerträgen am Total der Einkommen für diverse Kantone . . . . . | 130 |
| 12.2. Gini-Koeffizienten von Liegenschaftseinkünften und Wertschriftenerträgen für diverse Kantone . . . . .             | 131 |
| 12.3. Gini-Koeffizienten der Totale der Einkommen mit und ohne Vermögenseinkünfte für diverse Kantone . . . . .          | 132 |



# Tabellenverzeichnis

|       |  |     |
|-------|--|-----|
| 3.1.  | Erklärungsfaktoren: Mikro- und Makroprozesse der Einkommensungleichheit . . . . .  | 26  |
| 5.1.  | Vergleich von Steuer- und Umfragedaten . . . . .   | 36  |
| 5.2.  | Ungleichheitstrends in der Schweiz (Gini-Koeffizienten aus Surveydaten)  | 41  |
| 5.3.  | Ungleichheitstrends in der Schweiz (Anteil Spitzenverdiener am Gesamteinkommen) . . . . .  | 42  |
| 6.1.  | Verwendete Methoden und Daten zur jeweiligen Problemstellung . . . . .   | 44  |
| 6.2.  | Ungleichheitstrends für unterschiedliche Einkommensdefinitionen . . . . .  | 66  |
| 6.3.  | Ungleichheitstrends mit und ohne Äquivalenzskalierung (Gini-Koeffizienten) . . . . .   | 67  |
| 6.4.  | Ungleichheitstrends mit und ohne Nicht-Besteuerte (Gini-Koeffizienten)   | 68  |
| 8.1.  | Übersicht über die bereitgestellten kantonalen Steuerdaten . . . . .   | 79  |
| 10.1. | Gini-Koeffizienten nach Anpassung demographischer Variablen . . . . .  | 103 |
| 11.1. | Ranking der Zuzugskantone nach dem Gini-Koeffizienten der Zuzügler (steuerbares Einkommen) . . . . .                                   | 114 |
| 11.2. | Ranking der Zuzugskantone nach dem Gini-Koeffizienten der Zuzügler (steuerbares Vermögen) . . . . .                                    | 115 |
| 11.3. | Steuerbares Einkommen, Vermögen und Ungleichheit der 2011 pflichtigen, nie weggezogenen Obwaldener nach Geburtsjahr . . . . .          | 116 |
| 11.4. | Steuerbares Einkommen, Vermögen und Ungleichheit der 2011 pflichtigen, zugezogenen Obwaldener nach Zuzugjahr (1945 bis 1985) . . . . . | 117 |
| 11.5. | Steuerbares Einkommen, Vermögen und Ungleichheit der 2011 pflichtigen, zugezogenen Obwaldener nach Zuzugjahr (ab 1986) . . . . .       | 118 |

|        |   |     |
|--------|---|-----|
| 11.6.  | Steuerbares Einkommen, Vermögen und Ungleichheit der 2011 pflichtigen, nie weggezogenen Zürcher nach Geburtsjahr . . . . .          | 119 |
| 11.7.  | Steuerbares Einkommen, Vermögen und Ungleichheit der 2011 pflichtigen, zugezogenen Zürcher nach Zuzugjahr (1945 bis 1985) . . . . . | 120 |
| 11.8.  | Steuerbares Einkommen, Vermögen und Ungleichheit der 2011 pflichtigen, zugezogenen Zürcher nach Zuzugjahr (ab 1986) . . . . .       | 121 |
| 11.9.  | Mediane und Perzentilsverhältnisse der steuerbaren Einkommen und Vermögen nach Zuzugjahr (Obwalden) . . . . .                       | 122 |
| 11.10. | Mediane und Perzentilsverhältnisse der steuerbaren Einkommen und Vermögen von letztjährig Zugezogenen (Obwalden) . . . . .          | 123 |
| 11.11. | Mediane und Perzentilsverhältnisse der steuerbaren Einkommen und Vermögen nach Zuzugjahr (Zürich) . . . . .                         | 124 |
| 11.12. | Perzentilsverhältnisse der steuerbaren Einkommen und Vermögen nach Zuzugjahr (Schweizer in Obwalden) . . . . .                      | 125 |
| 11.13. | Perzentilsverhältnisse der steuerbaren Einkommen und Vermögen nach Zuzugjahr (Ausländer in Obwalden) . . . . .                      | 125 |
| 12.1.  | Anteile von Vermögenseinkünften am Totaleinkommen und Gini-Koeffizienten von Vermögensposten (Basel) . . . . .                      | 133 |
| 12.2.  | Gini-Koeffizienten Einkommen mit und ohne Vermögensposten (Basel)   | 133 |
| 12.3.  | Anteile von Vermögenseinkünften am Totaleinkommen und Gini-Koeffizienten von Vermögensposten (Bern) . . . . .                       | 134 |
| 12.4.  | Gini-Koeffizienten Einkommen mit und ohne Vermögensposten (Bern)  | 134 |
| 12.5.  | Anteile von Vermögenseinkünften am Totaleinkommen und Gini-Koeffizienten von Vermögensposten (Jura) . . . . .                       | 135 |
| 12.6.  | Gini-Koeffizienten Einkommen mit und ohne Vermögensposten (Jura)  | 135 |
| 12.7.  | Anteile von Vermögenseinkünften am Totaleinkommen und Gini-Koeffizienten von Vermögensposten (Zürich) . . . . .                     | 135 |
| 12.8.  | Gini-Koeffizienten Einkommen mit und ohne Vermögensposten (Basel)   | 135 |

**Teil I.**

**Einleitung**



# 1. Ökonomische Ungleichheit – Die Debatte in der Schweiz

Die Frage nach Ursachen und Konsequenzen von Ungleichheit lässt sich bereits in den Anfängen der Disziplin bei Smith (1776) und Marx (1867) verorten. Doch auch in der Gegenwart bietet das Thema das Potenzial zu einem Bestseller (Piketty, 2014) und findet sich auf den Agenden globaler Eliten und lokaler Politiker (World Economic Forum, 2015). Zusätzliche Brisanz hat das Thema durch die jüngste Weltwirtschaftskrise erlangt. Während in den Debatten vor der Krise die Top-Einkommen Anlass zur Diskussion gaben und Fragen darüber, ob Wohlstandswachstum nur einigen wenigen zugutekommt, hat sich der Fokus mit der jüngsten Krise auf einkommensschwache und armutsgefährdete Bevölkerungsgruppen verlagert.

Auch in der Schweiz sind Fragen zur gerechten Verteilung aktuell, wie ein Blick auf den Abstimmungskalender der letzten Jahre zeigt. Am 3. März 2013 stimmte der Souverän der Initiative „gegen die Abzockerei“<sup>1</sup> mit einer deutlichen Mehrheit von 68 Prozent zu und sorgte damit für ein Echo in der internationalen Presse. Während diese von Thomas Minder lancierte Initiative auf eine Begrenzung steigender Top-Einkommen abzielte, versuchte die Initiative „1:12 - Für gerechte Löhne“<sup>2</sup> das gesamte Lohnsetting innerhalb von Unternehmen festzusetzen. Diese Idee wurde am 24. November 2013 deutlich verworfen. Mehr Gleichheit bei Steuerabzügen forderte die „Familieninitiative: Steuerabzüge auch für Eltern, die ihre Kinder selber betreuen“<sup>3</sup>. Dabei wurde auch diskutiert, inwiefern solche Abzüge nicht von unten nach oben umverteilen und andere Mittel, wie etwa die Familienzulagen, nicht geeignetere Massnahmen darstellen, um materielle Ungleich-

---

<sup>1</sup><http://www.bfs.admin.ch/bfs/portal/de/index/themen/17/03/blank/key/2013/012.html>  
(27.04.2015)

<sup>2</sup><http://www.bfs.admin.ch/bfs/portal/de/index/themen/17/03/blank/key/2013/041.html>  
(27.04.2015)

<sup>3</sup><http://www.bfs.admin.ch/bfs/portal/de/index/themen/17/03/blank/key/2013/042.html>  
(27.04.2015)

heit zu reduzieren (Fritschi und Bannwart, 2013). Auch diese Initiative wurde am 24. November 2013 abgelehnt. Die Initiative „Für den Schutz fairer Löhne (Mindestlohn-Initiative)“<sup>4</sup> zielte schliesslich auf die geringen Einkommen ab. Durch ein Anheben der Mindestlöhne solle Ungleichheit reduziert werden. Die Abstimmung hierzu fiel am 18. Mai 2014 ebenfalls negativ aus.. Die im Oktober 2013 eingereichte Volksinitiative zum bedingungslosen Grundeinkommen soll 2016 zur Abstimmung stehen<sup>5</sup>.

Begleitet wurden die Abstimmungen von einer öffentlichen Diskussion der Frage, ob die Ungleichheit in der Schweiz zugenommen habe oder nicht. Während dies für die Mehrheit der Länder der OECD klar zu sein scheint (OECD, 2011), ist die Datenlage für die Schweiz widersprüchlich. Im erwähnten OECD-Bericht kann aufgrund der ungenügenden Datenlage für die Schweiz keine Aussage zum Trend gemacht werden. Das Bundesamt für Statistik nahm sich der Wissenslücke an (Modetta und Müller, 2012). Laut dieser Studie auf Basis der Haushaltsbudgeterhebung (HABE) hat die Ungleichheit beim Primäreinkommen von 2000 bis 2007 zugenommen. 2008 und 2009 ging die Ungleichheit zurück. In den Folgejahren stieg die Ungleichheit erneut. Wird allerdings das verfügbare Einkommen betrachtet, kann keine Veränderung der Ungleichheit in diesem Zeitraum festgestellt werden. Einen etwas längeren Zeitraum (1982-2004) betrachten Gornick und Jäntti (2013) in einem Ländervergleich anhand der Luxembourg Income Study (LIS). In ihrer Analyse identifizieren sie die Schweiz als Sonderfall. Entgegen der Entwicklung in den meisten westlichen Ländern sei in der Schweiz ein Rückgang der Einkommensungleichheit festzustellen. Ein Ergebnis, das im Widerspruch zur Studie von Foellmi und Martínez (2013) steht. Diese untersuchten die Entwicklung des Anteils am Volkseinkommen, der auf die Topverdienenden entfällt und stellten in den 2000er-Jahren eine zunehmende Konzentration bei den Einkommensstärksten fest.

Trotz der intensiven politischen Debatte in der Schweiz scheint eher Unklarheit zu herrschen über die Entwicklung der Ungleichheit in der Schweiz.

---

<sup>4</sup><http://www.bfs.admin.ch/bfs/portal/de/index/themen/17/03/blank/key/2014/023.html>  
(27.04.2015)

<sup>5</sup><http://www.bedingungslos.ch>

## 2. Zielsetzung der Arbeit

Wie sind materielle Ressourcen in der Schweiz verteilt? Wie sollten sie verteilt sein? Was sind Ursachen, was sind Konsequenzen? Über die tatsächliche Situation in der Schweiz ist in dieser Hinsicht überraschend wenig bekannt. Die wenigen Indizien über die Ungleichheitssituation in der Schweiz sind zudem widersprüchlich. Die vorliegende Arbeit hat zum Ziel, diese Lücken zu füllen. Auf dem Weg dorthin begegnet der Leser dem Klischee der Schweizer Verschwiegenheit, dem Glanz und der Krux des Föderalismus, und dem einen oder anderen unterhaltsamen Detail über die Ressourcenverteilung in der Schweiz. Das konkrete Ziel der Arbeit ist, für den Fall der Schweiz umfassend zu prüfen, welchen Beitrag Steuerdaten zur Ungleichheitsforschung leisten können. Dafür wird in Teil II, der in Zusammenarbeit mit Oliver Hümbelin entstanden ist, eine theoretische, konzeptionelle und methodische Grundlage geschaffen. Nach einem Überblick über die Vielzahl theoretischer Erklärungsansätze zu Ungleichheit und zur Ungleichheitsentwicklung erfolgt eine Einschätzung, ob Steuerdaten einen empirischen Beitrag zu den jeweiligen theoretischen Ansätzen leisten können.

In den weiteren Kapiteln von Teil II werden Konzepte zur idealen Definition ökonomischer Ressourcen und Ungleichheit beschrieben, und es wird geprüft, ob und wie der Forscher diesem Ideal auf Basis von Schweizer Steuerdaten gerecht werden kann. Der Teil schliesst mit einigen Empfehlungen zum generellen Umgang mit Steuerdaten und gibt einen Überblick über die längerfristige Entwicklung der Einkommensungleichheit in der Gesamtschweiz.

Teil III besteht aus vertiefenden Fallstudien zur Ungleichheitsentwicklung in der Schweiz auf Basis kantonaler Steuerdaten, die im Rahmen des SNF-Projekts „Ungleichheit der Einkommen und Vermögen in der Schweiz“ gesammelt wurden. Ziel dieses Teils ist es, die Ungleichheitsentwicklung zu erklären. Konkret wird untersucht, welchen Beitrag zur Ungleichheit die demographische Entwicklung, Migrationsströme und die Entwicklung von Vermögen und Vermögenseinkünften ausmachen.

Teil IV fasst die Ergebnisse der Arbeit zusammen und schliesst mit einer kritischen Reflexion.

**Teil II.**

# **Grundlagen**

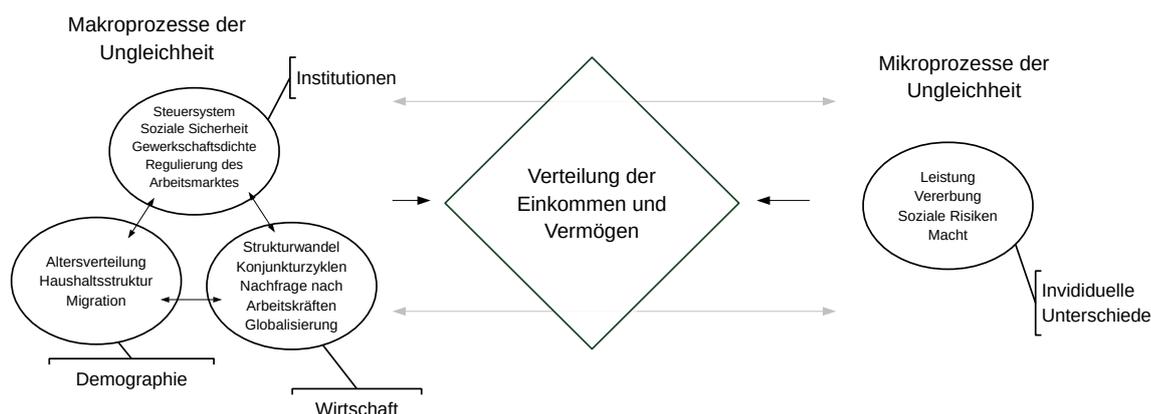
Mit Oliver Hübelin



### 3. Mikro- und Makroprozesse der Ungleichheit

Dem aktuellen Stand der Ungleichheitsforschung zufolge, ist ökonomische Ungleichheit das Ergebnis interdependenter Verflechtungen verschiedener Faktoren. Abbildung 3.1 zeigt einen Überblick der bestehenden theoretischen Erklärungsansätze. Ökonomische Ungleichheit beginnt bei individuellen Unterschieden (Leistung, Vererbung, soziale Risiken und Macht). Die gesamtgesellschaftliche Verteilung ökonomischer Ressourcen wird jedoch stark durch Faktoren der Makroebene beeinflusst. Sowohl die wirtschaftlichen Rahmenbedingungen, die Ausgestaltung institutioneller Faktoren als auch die demographische Zusammensetzung der Bevölkerung bestimmen mit, in welchem Ausmass individuelle Unterschiede zu einer ungleichen Verteilung ökonomischer Ressourcen führen. Insbesondere, wenn die Veränderung über die Zeit interessiert, wird die Dynamik auf der Makroebene verfolgt.

Abbildung 3.1.: Makro- und Mikroprozesse der ökonomischen Ungleichheit



Quelle: eigene Darstellung

### 3.1. Mikroebene: Leistung, Vererbung, soziale Schliessung, soziale Risiken und Macht

Mikrofundierte Erklärungsansätze legen den Fokus auf individuelle Unterschiede, die zu Differenzen in der Ausstattung mit wirtschaftlichen Ressourcen führen. Erklärungen zu Lohnunterschieden beginnen bei der Arbeitskraft oder spezifischen Fähigkeiten, die unterschiedlich entlohnt werden. In der Humankapitaltheorie (Mincer 1958; Schultz 1961; Becker 1962) ist die Höhe des Einkommens vor allem durch das Humankapital einer Person bestimmt. Dieses spiegelt die Ausstattung mit Wissen sowie mit Fähigkeiten wider, die durch Investitionen (Ausbildung) oder durch Erfahrung erworben wurden. Über den Wettbewerb auf dem Arbeitsmarkt werden die Arbeitnehmer entsprechend ihrer Produktivität entlohnt. Die Höhe des Gehalts einer Person korrespondiert mit dem monetären Produktivitätszuwachs, welchen der Arbeitgeber durch deren Beschäftigung erzielt. Die Unterschiede in der Ausstattung mit materiellen Ressourcen sind demzufolge durch unterschiedliche *Leistungen* begründet. Diese Überlegungen sind von einer funktionalistischen Sichtweise auf die Gesellschaft geprägt, wonach die Besetzung gesellschaftlich bedeutender Positionen über Lohnanreize erfolgt (Davis und Moore, 1945).

Im Zusammenhang mit der gerechten Verteilung wirtschaftlicher Güter nach dem Leistungsprinzip wird meist auch die Bedeutung der Chancengleichheit und des Bildungssystems hervorgehoben. So wird die Verteilung nach dem Leistungsprinzip als gerecht angesehen, wenn alle dieselbe Chance haben, eine bestimmte Position zu erlangen. Dies soll über ein Bildungssystem sichergestellt werden, das möglichst allen offen steht. Allerdings zeigt sich, dass der Erfolg im Bildungssystem stark von der sozialen Position der Eltern abhängig ist (Becker und Schuchart, 2010); ein Zusammenhang, der sich jüngst verstärkt hat (Jann und Combet, 2013). Bestehende gesellschaftliche Strukturen werden demnach durch vergangene Strukturen mitbestimmt, was bereits eine Ungleichheit der Ausgangschancen mit sich bringt. Als zweiter relevanter Mikroprozess kann daher die *Vererbung* genannt werden. Dabei werden sowohl individuelle Fähigkeiten weitergegeben als auch die Möglichkeiten, solche in Form von Bildungsabschlüssen zu erlangen. Weiter werden ökonomische Ressourcen über *direkte Vererbung* von der einen Generation an die nächste weitergegeben. Dies bewirkt bereits eine Ungleichverteilung von ökonomischen Ressourcen, die insbesondere bezüglich der Konzentration von Vermögen eine Rolle spielt (Szydlik, 2011).

Diewald und Faist (2011) beschreiben zudem Mechanismen sozialer Schliessung (Inklusion, Exklusion und Chancenhortung) als potentielle Quellen sozialer Ungleichheit. Hierunter fallen beispielweise die Rechte von Migrant\*innen, Zugehörigkeit zu Gruppen (z.B. Ethnien oder Religionen) und in diesem Zusammenhang auch informelle Netzwerke, die über Homophilie Einstellungs- und Beförderungschancen mitbestimmen (Marsden und Gorman, 2001; Elliott, 2001).

Ein viertes Mikrophänomen, welches für die Positionierung eines Individuums von Bedeutung ist und daher die gesamtgesellschaftliche Verteilung von ökonomischen Ressourcen beeinflussen kann, sind *soziale Risiken* wie Krankheit und Alter. Solche Risiken reduzieren die Arbeitskraft eines Individuums, was einer Reduktion von Humankapital gleichkommt. Entsprechend sind die Möglichkeiten erschwert, am Arbeitsmarkt zu partizipieren. Als Folge davon kann das persönliche Einkommen geringer ausfallen.

Konflikttheoretische Ansätze sehen Ungleichheit als Folge von Machtprozessen (Dahrendorf, 1961; Lenski, 1977; Wright, 1985). In der Tradition von Karl Marx stehen sich hierbei Arbeitgeber und Arbeitnehmer gegenüber. Verschiedene Studien führen die jüngste Zunahme der Ungleichheit auf den Rückgang der Verhandlungsmacht von Arbeitnehmern zurück (Gustafsson und Johansson, 1999; Baccaro, 2011; Dustmann u. a., 2014). Abgebildet werden kann dies durch den gewerkschaftlichen Organisationsgrad (Gewerkschaftsmitglieder im Verhältnis zur Zahl der Erwerbstätigen). Ein Machtgefälle wird auch bei Lohnunterschieden von Mann und Frau ins Feld geführt. So wird häufig argumentiert, dass ein Teil der beobachteten Lohnunterschiede auf die Diskriminierung von Frauen zurückzuführen ist. In der Schweiz können verschiedenste Faktoren die beobachteten Lohnunterschiede erklären (Strub und Gerfin, 2008)<sup>1</sup>, dennoch bleibt ein Restunterschied, der nicht erklärt werden kann. Daher bleibt die Frage der Diskriminierung abschliessend nicht vollständig beantwortet (Jann, 2008).

---

<sup>1</sup>Dazu zählen Bildungsabschlüsse (Humankapital), Berufspräferenzen (horizontale Segregation) und Karriereambitionen bzw. -erfolge (vertikale Segregation).

## 3.2. Makroebene: Wirtschaft, Institutionen und Demographie

Zentraler Treiber wirtschaftlicher Ungleichheit sind Lohnunterschiede. Ein Wandel wird daher häufig bei Faktoren gesucht, die Löhne beeinflussen, etwa Veränderungen der wirtschaftlichen Strukturen, des institutionellen Settings oder demographische Verschiebungen. Zahlreiche Erklärungsansätze haben ihren Ursprung in der sogenannten Kuznets-Kurve (Kuznets, 1955). Diese setzt die Entwicklung der Ungleichheit in Beziehung zur *wirtschaftlichen Entwicklung* eines Landes. Zentral dabei sind die Verschiebungen der Beschäftigtenzahl zwischen den Produktionssektoren. Mit Beginn der Industrialisierung stiegen die Löhne im produktiven Sektor (Industrie), weil zu wenig hinreichend qualifizierte Arbeiter verfügbar waren, was eine Zunahme der Ungleichheit bewirkte. Mit dem fortschreitenden Transfer an Arbeitern von der Agrarwirtschaft (1. Sektor) in die Industrie glichen sich die Löhne jedoch wieder an. Dieser Mechanismus wurde beim zweiten grossen sektoralen Wandel, der Tertiarisierung, erneut beobachtet. Mit dem Erstarken des Dienstleistungssektors (3. Sektor) stieg die Ungleichheit wieder (Tilly, Bluestone und Harrison, 1986). Levy und Murnane (1992) vermuten als Ursache der wachsenden Ungleichheit die starken Lohnunterschiede im Dienstleistungssektor. Als Weiterentwicklung obiger Überlegungen kann die Skill-Biased-Technological-Change-Hypothese angesehen werden (Krueger, 1993; Berman, Bound und Griliches, 1994; Autor, Katz und Krueger, 1998). Dieser Ansatz führt die Entwicklung der Ungleichheit in der jüngeren Geschichte auf den technologischen Fortschritt zurück, der die Nachfrage nach hochqualifizierten Arbeitskräften rasant erhöhte. Die Angebotsseite konnte dieser Entwicklung nur langsam folgen, was wiederum mit einem raschen Anstieg der Löhne hochqualifizierter Berufsgruppen verbunden war. Zusammenfassend argumentieren obige Erklärungen, dass der wirtschaftliche Fortschritt Verlierer mit sich bringt, nämlich jene, die sich den verändernden Rahmenbedingungen nicht anpassen (können), während gut Qualifizierte die Gunst der Stunde zu nutzen wissen (OECD, 2011).

Anders sieht es Parker (1998), der den Effekt von wirtschaftlichen Zyklen auf die Einkommensverteilung untersuchte. In Phasen des konjunkturellen Aufschwungs stellt er eine Abnahme der Ungleichheit fest, während Phasen des konjunkturellen Abschwungs mit einer Zunahme der Ungleichheit einhergehen. Letzteres erklärt sich über die Zunahme der Arbeitslosigkeit als Folge des konjunkturellen Abschwungs. Damit unterstreicht

Parker die Bedeutung von wirtschaftlichen Krisen, die die Ungleichheit innerhalb einer Gesellschaft erhöhen können.

Während die Verteilung der Ressourcen über den Markt weitgehend dem Prinzip der Leistungsgerechtigkeit folgt, finden in modernen Gesellschaften staatliche Umverteilungsprozesse statt, die vorwiegend<sup>2</sup> Ressourcen von wirtschaftlich besser positionierten Bevölkerungsgruppen zu weniger gut situierten transferieren und den Grundsatz der Existenzsicherung für alle einbeziehen.

Die bedeutendsten *Institutionen* der Umverteilung sind Sozialleistungen und das Steuersystem (OECD, 2011). Bei Ersterem findet Umverteilung sowohl bei der Finanzierung als auch bei den Ausschüttungen statt. In welcher Form dies geschehen soll, ist ein laufender gesellschaftlicher Aushandlungsprozess, der sich in der Schweiz in verschiedenen Reformen und Abstimmungen widerspiegelt. Studien zeigen, dass in der Schweiz insbesondere die Alters- und Hinterbliebenenversicherung (AHV) die gesamtgesellschaftliche Ungleichverteilung der Einkommen reduziert (Suter, 2010; Wang, Caminada und Goudswaard, 2012). Bezüglich der umverteilenden Wirkung von Steuern ist die direkte Einkommens- und Vermögenssteuer hervorzuheben, die in progressiver Form zu einer Reduzierung der Ungleichheit bei den verfügbaren Einkommen führt. Im internationalen Vergleich wird dem Schweizer Steuersystem eher eine geringe umverteilende Wirkung zugeschrieben (Mahler und Jesuit, 2006). Eine besondere Rolle nimmt in diesem Kontext der Föderalismus ein. So erheben Bund, Kantone und Gemeinden Steuern, wobei der grösste Teil der direkten Einkommenssteuer von den Kantonen eingezogen wird (ESTV, 2013). Verbunden mit der dezentralen Natur des Schweizer Steuersystems sind Auswirkungen auf die Umverteilung (Steuerprogression) und die Segregation (Mobilität von Vermögenden und gut Verdienenden). Hierdurch hat die Steuerpolitik eine unmittelbare Auswirkung auf die Verteilung von Einkommen und Vermögen. Schmidheiny (2006) betont, dass in der Schweiz ein Zusammenhang zwischen Reichtum und Steuern durch Mo-

---

<sup>2</sup>Palme (2010, S. 167) unterscheidet verschiedene Formen der Umverteilung, die nicht immer eine Umverteilung von oben nach unten meinen:

1. Horizontale Umverteilung meint, wie sich individuell erwirtschaftetes Einkommen über die Lebensspanne verteilt, d.h. wie Erwerbsphasen zu Phasen ohne Erwerb in Bezug stehen.
2. Vertikale Umverteilung strebt eine Verringerung der gesamtgesellschaftlichen Ungleichverteilung an.
3. Perverse Umverteilung bezeichnet Umverteilung von unten nach oben, wenn also Umverteilung eine Zunahme der Ungleichheit mit sich bringt.

bilität zustande kommt: Reiche Personen/Haushalte neigen eher dazu, in Gemeinden mit niedriger Steuerbelastung zu ziehen als arme. Dadurch ist es für Kantone attraktiv, im Wettbewerb um gute Steuerzahler das Steuersystem für diese spezifische Gruppe zu optimieren (Steuersenkungen für Reiche, Abschaffung von Erbschaftssteuern). Bei starker Segregation (Reiche ziehen in Kantone mit geringer Steuerbelastung) kann im Schweizer Aggregat die Steuerbelastung sogar degressiv werden. Hinweise auf einen zunehmenden Steuerwettbewerb finden etwa Feld, Kirchgässner und Schaltegger (2003) sowie Brülhart und Parchet (2014). Inwiefern sich der Steuerwettbewerb auf die Verteilung der Einkommen und Vermögen in der Schweiz ausgewirkt hat, ist bisher wenig untersucht. Schaltegger und Gorgas (2011) finden Hinweise auf eine regionale Konzentration der Topinkommen aufgrund des Steuerwettbewerbs, Schmidheiny und Roller beobachten sogar eine effektiv degressive Steuer ab Einkommen oberhalb von einer Million Franken (Unverheiratete) bzw. drei Millionen (Familien) durch Segregation der Spitzenverdiener auf steuergünstige Gemeinden (Städler, 2014).

Neben den eben beschriebenen Prozessen, die sich auf das Marktergebnis bzw. den staatlichen Ausgleich beziehen, können auch *demographische Faktoren* die gesamtgesellschaftliche Verteilung von ökonomischen Ressourcen beeinflussen. Bedeutsam ist die Altersverteilung einer Gesellschaft. Europaweit hat sich das Durchschnittsalter markant erhöht – auch in der Schweiz. In den letzten 100 Jahren hat sich die Zahl der über 64-Jährigen, die auf 100 Personen zwischen 20 und 64 entfallen, fast verdreifacht<sup>3</sup> und es stellt sich die Frage, ob dies die Verteilung der ökonomischen Mittel tangiert. Budowski und Nollert (2010) halten zwar fest, dass in der Schweiz die intragenerationellen Ungleichheiten grösser sind als die intergenerationellen, inwiefern die Ungleichheit durch die Verschiebung der Alterspyramide beeinflusst wird, bleibt allerdings offen. Auch die Zusammensetzung der Haushalte kann in Bezug zur Einkommensungleichheit gesetzt werden. Daly und Valletta (2006) vermuten etwa, dass die Zunahme der Ungleichheit in den USA zu grossen Teilen auf die Zunahme von Alleinerziehenden-Haushalten zurückzuführen ist. Sie argumentieren dabei mit Skaleneffekten, also damit, dass Einpersonenhaushalte nicht über die Möglichkeit verfügen, Kosten zu teilen. Auch in der Schweiz hat sich im letzten Jahrhundert die Haushaltsstruktur markant verändert, im Besonderen in Bezug auf die Einpersonenhaushalte. So hat sich deren Anteil seit den 1970er-Jahren beinahe verdop-

---

<sup>3</sup><http://www.bfs.admin.ch/bfs/portal/de/index/themen/01/02/blank/key/alter/gesamt.html> (26.01.2014)

pelt<sup>4</sup>. Der Effekt dieses Trends auf die Einkommensungleichheit in der Schweiz ist bisher allerdings nicht untersucht.

Schliesslich wird angenommen, dass *Immigration* die Ungleichheit der Markteinkommen beeinflusst, insbesondere dann, wenn die Zugewanderten in Niedriglohnbranchen tätig sind. Durch ein Überangebot an geringsqualifizierten Arbeitskräften erhöht sich der Druck auf das untere Ende der Lohnverteilung. Der Zusammenhang zwischen Einwanderung und deren Auswirkungen auf die materielle Ungleichheit ist allerdings (für die USA) eher gering (Card, 2009) und nicht eindeutig (Morris und Western, 1999), insbesondere dann, wenn Immigration unterschiedliche Bevölkerungsgruppen umfasst und neben Geringqualifizierten, Spezialisten, Topmanager und Hochqualifizierte einwandern. Für den Fall der Schweiz ist das Thema bislang wenig untersucht worden. Favre, Lalive und Zweimüller (2013) konnten für die Schweiz zeigen, dass die verstärkte Immigration nach 2002 aufgrund des Freizügigkeitsabkommens insgesamt keinen nennenswerten Effekt auf die Beschäftigungsquote von Inländern hatte. Für die Subgruppe der gut Qualifizierten finden sie jedoch eine verminderte Beschäftigungsquote aufgrund steigender Nettoimmigration.

### 3.3. Zusammenfassung

Aus den Abschnitten 3.1 und 3.2 lassen sich abschliessend einige Mechanismen identifizieren, die potentielle Erklärungsfaktoren für Ungleichheit sind. Tabelle 3.1 zeigt, welche (vereinfachten) Hypothesen sich aus Abschnitt 3.1 und 3.2 zusammenfassen lassen und ob Steuerdaten einen Beitrag dazu leisten können.

Teil III besteht aus Einzelbeiträgen zu den jeweils untersuchbaren Fragestellungen. Hierfür ist es jedoch zunächst notwendig, die Messkonzepte in den vorhandenen Steuerdaten detailliert zu beschreiben, Probleme aufzuspüren und ggf. Lösungen zu benennen. Dies geschieht in Teil II, indem die Messkonzepte von Bundessteuerdaten mit einem theoriegeleiteten Messideal verglichen werden. Zudem wird beziffert, wie schwerwiegend einzelne Abweichungen (z.B. bzgl. Untersuchungseinheiten, Einkommensgrösse) für die Analysen ins Gewicht fallen.

---

<sup>4</sup>1970 betrug der Anteil der Einpersonenhaushalte an allen Haushalten laut statistischem Lexikon der Schweiz 19,5 Prozent. Im Jahr 2000 hat sich dieser Anteil auf 35,2 Prozent erhöht. <http://www.bfs.admin.ch/bfs/portal/de/index/infothek/lexikon/lex/0.topic.1.html> (26.01.2014)

Tabelle 3.1.: Erklärungsfaktoren: Mikro- und Makroprozesse der Einkommensungleichheit

| Faktor                               | Mit Steuerdaten untersuchbar?  |
|--------------------------------------|--|
| Humankapital                         | <b>Nein.</b> In Steuerdaten liegen keine Informationen zur (Aus-)Bildung vor.  |
| Krankheit/Gesundheit                 | <b>Nein.</b> Hierfür wäre es nötig, dass medizinische Befunde oder z.B. die Anzahl Krankheitstage in den Steuerdaten dokumentiert sind.  |
| Gewerkschaftlicher Organisationsgrad | <b>Bedingt.</b> Auf der Makroebene liegen Informationen zum Grad der gewerkschaftlichen Organisation vor. Für eine aussagekräftige Analyse wären allerdings Informationen auf Individualebene wünschenswert, beispielweise Informationen über den Arbeitgeber.   |
| Vererbung                            | <b>Bedingt.</b> Kantone, die eine Erbschaftssteuer erheben, verfügen über Individualdaten zu geerbtem Vermögen. Innerhalb des SNF-Projekts, dem diese Arbeit entspringt, wurden solche Daten bislang nicht erhoben, jedoch sind solche Analysen im Rahmen des Projekts geplant.  |
| soziale Schliessung                  | <b>Bedingt.</b> Aus kantonalen Steuerdaten sind teilweise Zugehörigkeiten zu (grösseren) sozialen Gruppen bekannt, etwa die Religion, das Geschlecht und (nur in Obwalden) die Nationalität. Religion wird in den folgenden Analysen nicht betrachtet, Geschlecht und Nationalität spielen in den folgenden Analysen teilweise eine (wenngleich untergeordnete) Rolle. |
| Sektorenwandel                       | <b>Ja.</b> Auf Gemeindeebene liegen für die Schweiz Informationen über die Anzahl Stellen im primären, sekundären und tertiären Sektor vor (BFS). Solche Analysen wurden hier jedoch nicht gemacht.  |
| Migration                            | <b>Ja.</b> Zwei Kantone (Zürich und Obwalden) haben dem SNF-Projekt Individualdaten zur Verfügung gestellt, die Rückschlüsse zulassen, wann und von wo Steuerpflichtige zugezogen sind und über welche Ressourcen diese verfügen. Hierzu folgen in Teil III einige Auswertungen.   |
| Alterung                             | <b>Ja.</b> Das Alter der Steuerepflichtigen ist in den kantonalen Steuerdaten stets festgehalten. Analysen hierzu werden in Teil III gemacht.  |
| Haushaltsstruktur                    | <b>Bedingt.</b> Die Steuerämter dokumentieren, ob Steuerpflichtige verheiratet sind und wie viele abzugsfähige Kinder diese haben. Hieraus lässt sich jedoch nicht akkurat abbilden, wie der tatsächliche Haushalt der jeweiligen Person aussieht. Hierzu werden ausführliche Analysen in Teil II und III durchgeführt.  |
| Konjunktur                           | <b>Ja.</b> Es ist prinzipiell möglich, Daten zur Konjunktur mit verschiedensten Steuerdaten zu verknüpfen. Dies ist jedoch kein Fokus der vorliegenden Arbeit.   |
| Steuern/Umverteilung                 | <b>Ja.</b> Hierfür sind Steuerdaten sehr gut geeignet, da sie detaillierte Informationen zu verschiedenen Einkommens- und Vermögensgrössen beinhalten. Entsprechende Auswertungen finden sich in Teil II und III.  |

# 4. Konzeptionelle Aspekte der Messung von Ungleichheit

## 4.1. Ausgangssituation

Lebenschancen sind mitunter massgeblich durch ökonomische Ressourcen bestimmt. Wie Ressourcen in einer Gesellschaft verteilt werden, ist daher entscheidend für individuelle Konsummöglichkeiten, Wohlbefinden, Gesundheit und Lebenserwartung. Verteilungsfragen stellen sich zudem nicht nur aus individueller Perspektive. Vielmehr betreffen sie die Gesellschaft als Ganzes. Wilkinson und Pickett (2009) beobachten etwa einen Zusammenhang zwischen der ökonomischen Ungleichheit und unerwünschten Merkmalen einer Gesellschaft, z.B. Verbrechens- und Inhaftierungsraten, Gewalt und Mangel an sozialem Vertrauen. In den letzten Jahrzehnten stieg die Ungleichheit in westlichen Ländern an. Dies untermauert der Grossteil jüngerer empirischer Studien (z.B. OECD 2008, OECD 2011, Gornick und Jäntti 2013, Salverda u. a. 2014). Wenig überraschend findet sich das Thema zunehmend auf den Agenden der politischen Elite (World Economic Forum, 2013). Obgleich der Anstieg der Ungleichheit nicht in allen Ländern gleichförmig ablief, so scheint ein verbreitetes Muster die sogenannte Aushöhlung der Mitte – „hollowing of the middle class“ (Alderson und Doran, 2013) – zu sein. Verglichen mit früheren Jahren verschieben sich demnach die Einkommen von Haushalten in Richtung der unteren und oberen Bereiche der Einkommensverteilung. Diese Entwicklung scheint problematisch, gilt doch die Mittelschicht als Rückgrat westlicher Gesellschaften (Stiglitz, 2012, S. 117).

In Anbetracht der Wichtigkeit des Themas scheint es angebracht, ein besonderes Augenmerk auf die Qualität der für Analysen verwendeten Daten zu legen. Auf der einen Seite beschreibt etwa Atkinson (2013) die methodischen Errungenschaften in der Umfrageforschung. Gleichzeitig sind die arbeitsintensiven Haushaltssurveys – der Kern empirischer

Ungleichheitsforschung – sehr teuer und leiden zudem unter niedrigen Rücklaufquoten. In der Ungleichheitsforschung besteht daher ein generelles Interesse an alternativen Datenquellen, die die Befunde aus Umfragedaten ergänzen können. Der informationstechnische Fortschritt und die Modernisierung der öffentlichen Verwaltung haben zunehmend Registerdaten produziert, die sich teilweise für ungleichheitsrelevante Analysen eignen, z.B. Einkommens- und Sozialhilferegister. In dieser Kategorie sind Steuerdaten von besonderem Interesse, da diese zeitlich oft sehr weit zurückreichen. Kuznets (1955) verwendete schon früh Steuerdaten um den Zusammenhang zwischen Wirtschaftswachstum und Einkommensungleichheit zu untersuchen. Erst Jahrzehnte später brachten Piketty (2001), Piketty (2003) und Piketty und Saez (2003) die Verwendung von Steuerdaten im Zusammenhang mit Analysen zu Spitzenverdienern wieder in Mode. Im Umfeld von Piketty wurden für zahlreiche Länder Steuerdaten ausgewertet (Dell, Piketty und Saez, 2007; Atkinson und Piketty, 2010). Ein Ergebnis hieraus ist die „World Top Incomes Database“, wo alle auf Steuerdaten basierenden Zeitreihen zusammengetragen wurden. Diese reichen mitunter zurück bis zum Anfang des 20. Jahrhunderts (Alvaredo, Atkinson u. a., 2014).

Steuer- und Umfragedaten sind die zwei wichtigsten Datenquellen um Ungleichheitstrends zu ermitteln. Welche Daten der Forscher nutzt, bestimmt massgeblich den Analyseprozess und es stellt sich die Frage, ob sie zudem unterschiedliche Resultate hervorbringen, etwa bezüglich Ungleichheitstrends. Wie stark die Wahl der Datengrundlage und Konzepte zur Einkommens- und Ungleichheitsmessung das Ergebnis mitbestimmen, wurde unter anderem im Zusammenhang mit Studien zur internationalen Einkommensungleichheit diskutiert (Keuschnigg und Groß, o.D.). Kapitel 4.2 widmet sich diesen konzeptionellen Fragestellungen. In einem ersten Schritt werden hierzu die theoretisch optimalen Standards zur Messung von ökonomischen Ressourcen und Ungleichheit diskutiert. In Kapitel 5.1 werden die Vor- und Nachteile von Steuer- und Umfragedaten (allgemein) gegenübergestellt und wichtige konzeptionelle Unterschiede hervorgehoben. Kapitel 5.2 geht der Frage nach, ob sich die diskutierten Konzepte auf Schweizer Bundessteuerdaten übertragen lassen. Hierauf bauen die empirischen Auswertungen in Kapitel 6 auf. Die Ergebnisse dieser Auswertungen bilden einen praktischen Leitfaden. Sie zeigen, auf was es bei der Analyse der Bundessteuerdaten ankommt und wo die grössten Fehlerquellen liegen. Teil III baut weiter auf diesen Befunden auf, richtet sich aber auf die Analyse von kantonalen Steuerdaten, die im Zuge des SNF-Projekts „Ungleichheit der Einkommen und Vermögen in der Schweiz von 1970 bis 2010“ erhoben wurden. Diese

bieten einen exklusiven und weit informativeren Zugang zur Situation und zur Entwicklung von Ungleichheit in der Schweiz, da es sich dabei um Individualdaten mit hohem Detailgrad handelt.

## 4.2. Standards zur Messung ökonomischer Ungleichheit

Konzeptionell lassen sich vier essentielle Punkte ausmachen, wenn es um die Messung ökonomischer Ungleichheit geht. Zunächst muss der Forscher entscheiden, welche Ressource (z.B. Einkommen oder Vermögen) er betrachten will (4.2.1). Danach muss definiert werden, wie Ungleichheit gemessen werden soll. Abschnitt 4.2.2 gibt einen Überblick über häufig verwendete Ungleichheitsmasse und diskutiert deren Vor- und Nachteile. Um Aussagen machen zu können, „zwischen wem“ Ungleichheit herrscht, muss drittens die Untersuchungseinheit definiert werden (4.2.3). Abschliessend muss die verwendete Datenquelle repräsentative Daten über diese Untersuchungseinheiten liefern (4.2.4).

### 4.2.1. Definition ökonomischer Ressourcen

Die meisten Studien konzentrieren sich ausschliesslich auf Einkommensungleichheit. Die jüngsten Entwicklungen legen jedoch die Notwendigkeit einer breiteren Betrachtung ökonomischer Ressourcen nahe. Die OECD (2013) hat in diesem Zusammenhang das sogenannte ICW-Framework vorgestellt, welches einen internationalen Konsens zum Thema beschreibt.<sup>1</sup> Folgt man den Empfehlungen des Frameworks, so sollten Einkommen, Konsum und Vermögen separat beleuchtet aber als miteinander verwoben betrachtet werden, um das „ökonomisches Wohl“ einer Person bzw. eines Haushalts zu messen. Besonders für politische Handlungsempfehlungen sollten alle drei Dimensionen simultan gemessen werden. Haushalte mit einem niedrigen Einkommen etwa könnten ebenso einen hohen Konsum berichten, der aus Vermögen finanziert ist, und umgekehrt. In der Ungleichheitsforschung gilt dem Einkommen in der Regel das grösste Interesse, daher

---

<sup>1</sup>Ein bedeutendes Ziel dieser OECD Studie war die Harmonisierung mit anderen internationalen Standards. So wurden als bestehende Standards etwa das System of National Accounts (SNA, 2008), das Canberra Group Handbook on Household Income Statistics (United Nations, 2011), der „final report of the 17th International Conference of Labour Statisticians (International Labour Organisation“ (International Labour Organisation (ILO), 2004) und die „UNECE/CES recommendations for the 2010 Censuses of Population and Housing“ (UNECE und EUROSTAT, 2006) berücksichtigt.

soll die Definition des Einkommens hier ein besonderes Augenmerk erhalten. Ungeachtet teilweise abweichender Terminologie können einige verbreitete Konzepte ausgemacht werden<sup>2</sup>. Abbildung 4.1 zeigt ein vereinfachtes Modell, welches übliche Einkommensarten unterscheidet. So erzielen die meisten Menschen ein Einkommen durch Lohnarbeit und einige durch Anlagevermögen (vor allem Liegenschaften und Wertpapiere). Addiert bilden die beiden Einkommensquellen das Primäreinkommen. Diese Primäreinkommen werden üblicherweise durch Sozialtransfers umverteilt. Dies beinhaltet ausgehende (geleistete) Transfers (Steuern und Transfers an andere Haushalte) und eingehende (erhaltene) Transfers (Renten, Sozialversicherungen und Transfers von anderen Haushalten). Nach der Umverteilung des Primäreinkommens ergibt sich das verfügbare Einkommen, welches die potentiellen Konsummöglichkeiten widerspiegelt. Die Messung von Einkommensungleichheit hängt demnach stark von der Einkommensdefinition ab. Insbesondere ist zu erwarten, dass bei Betrachtung des verfügbaren Einkommens ein geringeres Mass an Ungleichheit beobachtet wird als bei Betrachtung des Primäreinkommens, da die Umverteilung üblicherweise (aber nicht zwingend) einen ausgleichenden Charakter hat. Ebenfalls gebräuchlich sind Äquivalenzskalen (OECD 2013, S. 173, Buhmann u. a. 1988), um die ökonomische Situation zweier Personen vergleichbar zu machen, die in unterschiedlich grossen Haushalten leben und daher unterschiedlich von Skaleneffekten profitieren<sup>3</sup>.

#### 4.2.2. Messung der Ungleichheit

Zum heutigen Tag existiert eine Vielzahl von Ungleichheitsmassen. Hao und Naiman (2010) bieten einen guten Überblick über die gebräuchlichen Masse und deren Eigenschaften. Basierend darauf lassen sich die Masse in fünf Familien einteilen: Varianz und varianzbasierte Masse, Masse basierend auf Quantilsfunktionen und Lorenzkurven, Masse der Wohlfahrtsfunktion, Masse aus der Informationstheorie und Masse basierend auf relativen Verteilungen. Die Eigenschaften dieser Masse werden üblicherweise bezüglich fünf Prinzipien diskutiert<sup>4</sup>. Es soll hier jedoch nur knapp auf die wichtigsten Vor- und Nachteile der gebräuchlichsten Masse eingegangen werden.

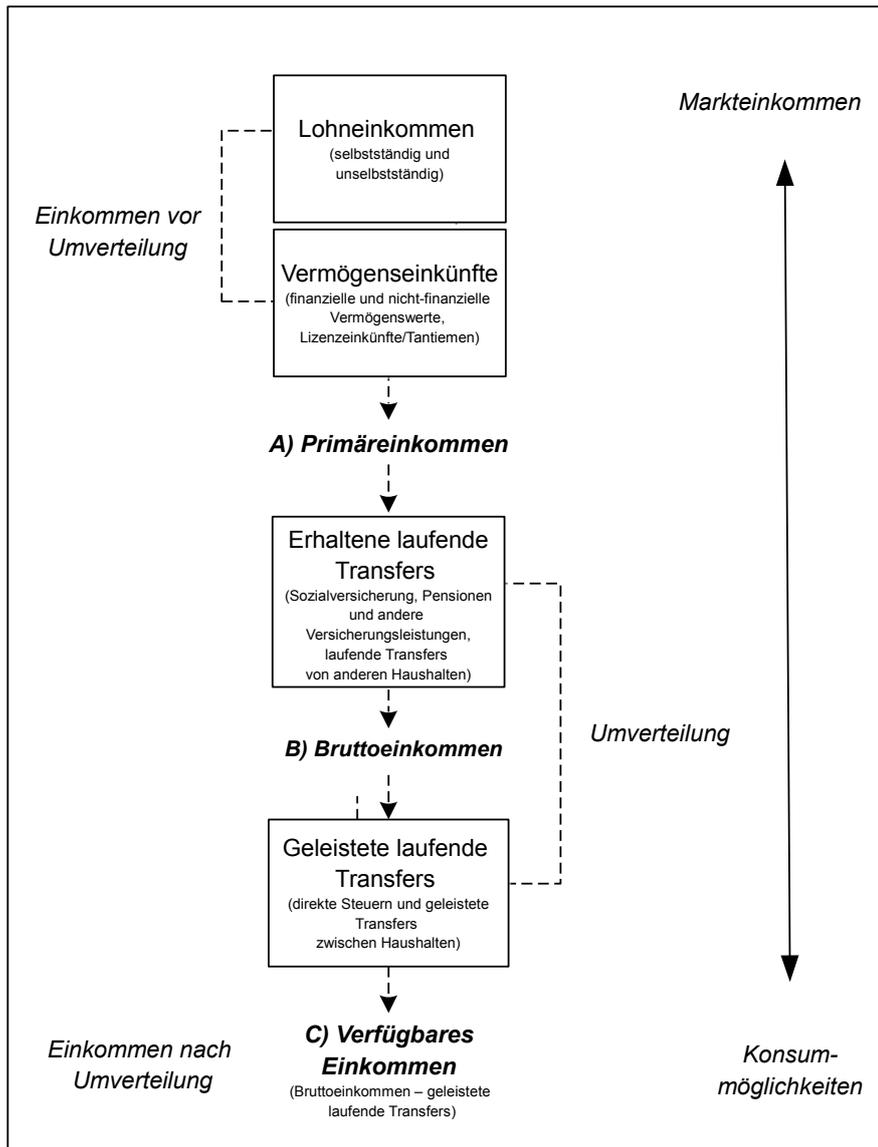
---

<sup>2</sup>Für eine detaillierte Auseinandersetzung siehe OECD (2013, S. 44) und United Nations (2011, S. 24).

<sup>3</sup>Nähere Erläuterungen hierzu finden sich in Abschnitt 4.2.3.

<sup>4</sup>(1) schwaches und (2) starkes Pigou-Dalton-Prinzip, (3) Skaleninvarianz, (4) das Bevölkerungsprinzip und (5) Zerlegbarkeit.

Abbildung 4.1.: Einkommensdefinitionen: Vom Primäreinkommen zum verfügbaren Einkommen



Quelle: OECD (2013:44), eigene Darstellung

Varianzbasierte Masse sind einfach zu berechnen, haben jedoch den Nachteil, dass sie beliebige Werte zwischen Null und Unendlich annehmen können. Es ist daher schwierig, die Masse inhaltlich gut einzuordnen. Zudem erfüllen einige dieser Masse (Spannweite, Logarithmus der Varianz und Varianz der Logarithmen) weder das starke noch das schwache Pigou-Dalton-Prinzip. Dieses besagt, dass ceteris paribus ein Transfer von einer reichen zu einer ärmeren Person zu weniger Ungleichheit führt (starkes Pigou-Dalton-Prinzip), mindestens jedoch das Mass nicht erhöht (schwaches Pigou-Dalton-Prinzip;

Dalton 1920). Von varianzbasierten Massen ist daher eher abzuraten. Innerhalb der Sozial- und Wirtschaftswissenschaften sind zudem Masse weit verbreitet, welche auf Quantilsfunktionen basieren. Beispiele sind der Anteil des Einkommens, das auf Spitzenverdiener entfällt („top income shares“), Quantilsverhältnisse (z.B. 80% Perzentil / 20% Perzentil) oder der Gini-Koeffizient, der zweifelsohne das in der wissenschaftlichen Literatur am meisten verbreitete Mass ist und gerne auch in öffentlichen Statistiken ausgewiesen wird. Der Koeffizient leitet sich aus der Lorenzkurve ab und bietet dadurch einen reizvollen visuellen Zugang zum Ungleichheitsmass. Ferner ist für die Popularität aber auch entscheidend, dass der Gini-Koeffizient wünschenswerte statistische Eigenschaften besitzt (Hao und Naiman, 2010, S. 64). (1) „Bevölkerungsgesetz“: das Mass ist unabhängig von der Bevölkerungsgrösse. (2) „Skaleninvarianz“: das Mass ist nur sensibel auf relative Veränderungen der Einkommensanteile, nicht aber auf absolute. Eine Verdopplung aller Einkommen etwa lässt das Mass unverändert. (3) „schwaches Pigou-Dalton-Prinzip“: eine Umverteilung von reich nach arm kann die gemessene Ungleichheit nie vergrössern. Allerdings werden in der Literatur auch einige Nachteile beschrieben. So ist der Gini-Koeffizient sensibel auf Ungleichheit im mittleren Bereich der Verteilung, weniger jedoch an den Rändern, was jedoch häufig wünschenswert ist (siehe den Atkinson-Index im nächsten Abschnitt). Bedeutender noch ist, dass der Gini-Koeffizient nicht unterscheiden kann, ob Ungleichheit durch viele Arme oder wenige Reiche hervorgerufen wird. Besonders beim Vergleich zwischen Ländern oder zwischen Zeitpunkten ist diese Tatsache problematisch. So lassen sich zwei Verteilungen, deren Lorenzkurven sich schneiden, nicht anhand der Lorenz-Dominanz ordnen. Nur wenn Lorenz-Dominanz vorliegt, zeigen diverse Ungleichheitsmasse jeweils dieselbe Ordnung an.

Ein anderes weit verbreitetes Mass ist der Atkinson-Index. Er leitet sich aus der Wohlfahrtsfunktion ab. Atkinsons Standpunkt (Atkinson, 1983) ist, dass Ungleichheit generell nicht ohne eine normative Wertung gemessen werden kann. Auch der Gini-Koeffizient sei keine rein statistische Grösse, sondern impliziere eine Gewichtung der verschiedenen Bereiche der Verteilung (viel Gewicht auf den Mittelteil). Atkinson führte daher einen Empfindlichkeits-Parameter  $\varepsilon$  ein, der von 0 (die Ungleichverteilung der Einkommen spielt keine Rolle für die Gesellschaft/den Forscher) bis plus Unendlich (alles Gewicht fällt auf die ärmste Gruppe der Gesellschaft) reicht. Mit der Freiheit eines weiteren Parameters erwächst jedoch auch die Notwendigkeit, die Wahl dieses Parameters zu begründen.

Ähnlich dem Atkinson-Index besitzen Ungleichheitsmasse, die sich aus der Informationstheorie ableiten (z.B. der Theil-Index) ebenfalls einen Empfindlichkeits-Parameter, der den Fokus auf unterschiedliche Abschnitte der Verteilung richtet. Hervorzuheben ist bei diesen Massen zudem die Zerlegbarkeit. Diese Masse lassen sich in die Beiträge einzelner Subgruppen und Unterschiede zwischen diesen Gruppen zerlegen. Auf diese Weise lassen sich empirische Zusammenhänge der Ungleichheit mit anderen Variablen ermitteln.

Die bereits genannten Masse beschreiben jeweils die Ungleichheit genau einer Population zu genau einem Zeitpunkt. Demgegenüber ermöglicht der Ansatz der relativen Verteilungen („relative distributions“; Handcock und Morris 1999) den Vergleich zweier Verteilungen, etwa zweier Subgruppen, zweier Länder oder zweier Zeitpunkte. Bezogen auf Trends hat der Forscher damit ein fruchtbares Analysewerkzeug, welches sehr genau aufzeigen kann, in welchen Teilen der Verteilungen Veränderungen stattgefunden haben. Masse wie der Gini-Koeffizient oder der Theil-Index können dagegen nicht unterscheiden, ob eine Zunahme der Ungleichheit über die Zeit durch eine Polarisierung (Aushöhlung der Mitte), eine Herabstufung der Armen oder eine Aufwertung der Reichen zustande kam. Der sogenannte Polarisationsindex von Handcock und Morris (1999) dagegen kann die Ungleichheit separat links und rechts des Medians ausweisen.

Welches unter den Vielen ist nun das richtige Mass? Dies muss zunächst vor dem Hintergrund der Forschungsfrage entschieden werden. Allgemein scheint es jedoch sinnvoll, nicht nur auf ein einzelnes Mass zu vertrauen. Diese Empfehlung findet sich bereits in klassischen Arbeiten von Kolm (1969) über Atkinson (1970) bis Sen (1973). Die Verwendung von wenigen aber unterschiedlichen Massen wie es z.B. Shorrocks und Slottje (2002) vorschlagen ermöglichen in der Regel eine verlässliche Analyse. Hao und Naiman (2010, S. 62) empfehlen zudem drei Bereiche der Verteilung besonders abzudecken: die Mitte, den unteren Teil und die Extreme.

### **4.2.3. Untersuchungseinheiten**

Über die Wahl der statistischen Einheit herrscht weitgehend Einigkeit: Haushalte, nicht Individuen (OECD, 2013, S. 60). Zwar sind es Individuen die Einkommen erzielen, über Vermögen verfügen und konsumieren, tatsächlich ist aber die Möglichkeit, das ökonomische „well-being“ tatsächlich zu erfahren, stark an das Konzept von Haushalten gebunden. Eine dabei zugrunde liegende Annahme ist, dass Personen die gemeinsam in einem

Haushalt leben auch ihre verfügbaren Ressourcen teilen, bzw. ihre Einkünfte zusammenlegen. Die zwei wichtigen Aspekte dabei sind zum einen Umverteilung innerhalb des Haushalts (etwa von Eltern zu Kindern oder unter Partnern), zum anderen Skaleneffekte durch die gemeinsame Nutzung von Ressourcen. Um Individuen – nicht Haushalte – hinsichtlich ihrer ökonomischen Situation vergleichbar zu machen, werden daher häufig Äquivalenzgewichtungen vorgenommen, damit das verfügbare Einkommen einer Einzelperson abgeschätzt werden kann (OECD, 2011).

#### **4.2.4. Repräsentativität und Validität**

Mit deskriptiven Statistiken möchte ein Forscher üblicherweise Aussagen über die Gesamtpopulation treffen (z.B. Ungleichheit in einem Land). Ob dies gelingt, hängt massgeblich vom Prozess der Datenerhebung ab. Dieser wiederum ist limitiert, etwa durch Budgets oder Restriktionen (z.B. Datenschutzbedenken im Zusammenhang mit Steuerdaten). Ist eine Vollerhebung nicht möglich, so müssen Parameter inferenzstatistisch aus einer Stichprobe errechnet werden. Arbeitet der Forscher mit Umfragedaten, so ergeben sich oft Schwierigkeiten durch non-response, undercoverage (Bethlehem, Cobben und Schouten, 2011) und falsche Angaben (Eifler und Bentrup, 2003; Groß und Börensens, 2008). Alternativ liessen sich, sofern vorhanden und rechtlich gestattet, Registerdaten verwenden. Von den teilnehmenden Ländern der European Union's Statistics on Income and Living Conditions (EU-SILC) verwendet etwa ein Drittel Einkommensdaten aus Registern (OECD, 2013, S. 93). Oftmals sind diese Daten jedoch unvollständig und möglicherweise systematisch verzerrt. Beispielsweise werden im Fall der Schweiz Daten über Personen unterhalb der Besteuerungsgrenze schlechter gepflegt und in den öffentlich zugänglichen Datenquellen nicht (hinreichend) dokumentiert. Quellenbesteuerte Personen werden ebenfalls nicht – oder unterschiedlich – ausgewiesen. Vor der Verwendung solcher Daten ist daher eine gründliche Prüfung der Daten geboten. Die folgenden Kapitel können vor diesem Hintergrund als Eignungstest Schweizerischer Steuerdaten für Ungleichheitsanalysen verstanden werden.

# 5. Steuerdaten versus Umfragedaten

## 5.1. Ein Vergleich der Vor- und Nachteile

Im vorherigen Kapitel wurden vier Kernpunkte diskutiert die zusammen einen Standard zur Messung von Ungleichheit bilden. Zusammengefasst sollen idealerweise (1) Einkommen, Vermögen und Konsum zusammen betrachtet werden, (2) in der jeweils frei verfügbaren Form auf Haushaltsebene, (3) mit Daten, die die Berechnung aller erdenklichen Masse ermöglichen, um damit (4) einen unverzerrten Schätzer der gewählten Ungleichheitsmasse zu berechnen. Tabelle 5.1 vergleicht Steuer- und Umfragedaten bezüglich dieser vier Dimensionen und der Möglichkeit, längerfristige Trends zu ermitteln.

Konzepte ökonomischer Ressourcen sind innerhalb von Steuerdaten datengeleitet. Der Grund dafür ist, dass diese Daten zu administrativen Zwecken gesammelt werden. Bundessteuerdaten sind zudem nur in aggregierter Form vorhanden, d.h. es liegen keine Informationen für einzelne Personen vor, sondern nur summierte Einkommen/Vermögen, die in ein bestimmtes Intervall fallen. In diesem Fall ist es nicht möglich, Einkommen und Vermögen einer Untersuchungseinheit gemeinsam zu analysieren. Angaben über den Konsum sind in Steuerdaten gar nicht vorhanden. Die Einkommens- und Vermögensdefinitionen sind ebenfalls suboptimal, da ausschliessliche steuerlich relevante Grössen erhoben werden. Das „steuerbare Einkommen“ etwa beinhaltet zwar direkte Sozialtransfers, berücksichtigt jedoch keine gezahlten Steuern. Der Forscher kann in diesem Fall weder das Vor-Transfer- noch das Nach-Transfer Einkommen/Vermögen heranziehen sondern nur etwas, das dazwischen liegt (siehe Abbildung 4.1). Aus der Vermischung der Abzüge mit den Einkommen entsteht zudem Unsicherheit und eine potentielle Verzerrung in der Messung von Ungleichheitstrends, nämlich dann, wenn die Höhe der Abzüge über die Zeit variiert und dies als Einkommensveränderung angesehen wird. In dieser Hinsicht

Tabelle 5.1.: Vergleich von Steuer- und Umfragedaten

|  | Bundessteuer-<br>daten                                  | kantonale<br>Steuerdaten | Umfragedaten               |
|--|---|--------------------------|----------------------------|
| Konzepte<br>ökonomischer<br>Ressourcen     | datengeleitet   | datengeleitet            | theoriegeleitet            |
| Berechnung von<br>Ungleichheitsmas-<br>sen | eingeschränkt   | flexibel                 | flexibel                   |
| Untersuchung-<br>seinheiten                | Steuereinheiten   | Steuereinheiten          | Haushalte                  |
| Probleme der<br>Repräsentativität          | Steuerhinter-<br>ziehung,<br>steuerbefreite<br>Personen | Steuerhinter-<br>ziehung | Stichprobenverzer-<br>rung |
| Probleme der<br>Validität                  | nur<br>administrative<br>Einkommens-<br>masse           | -                        | falsche Angaben            |
| Zeitliche Reichweite<br>der Daten          | lang  | kurz                     | kurz                       |

sind Umfragedaten überlegen, denn dort kann direkt nach den gewünschten Konzepten (z.B. dem verfügbaren Haushaltseinkommen) gefragt werden.

Zur Berechnung von Ungleichheitsmassen sollten Daten möglichst auf Individualebene vorliegen. Im Fall von aggregierten Steuerdaten gibt es hier ein paar Einschränkungen. Zum einen leidet die Genauigkeit des Schätzers mit zunehmendem Aggregationsgrad und Ungleichheitsmasse werden als zu niedrig ausgewiesen, da innerhalb einer aggregierten Gruppe alle Personen typischerweise als gleich einkommensstark betrachtet werden. Zum anderen ist es nicht möglich Subgruppenanalysen anhand von Individualmerkmalen durchzuführen. Doch auch für aggregierte Steuerdaten ist es möglich, gebräuchliche Masse wie den Gini-Koeffizienten oder den Theil-Index approximativ zu berechnen.

Ein weiterer Nachteil bei der Verwendung von Steuerdaten zeigt sich im Zusammenhang mit den Untersuchungseinheiten. Diese sind nicht etwa Individuen oder Haushalte sondern „Steuereinheiten“ bzw. „fiskalische Haushalte“ (ledige Personen oder verheiratete Paare). In vielen Fällen entspricht dies leider nicht dem Konzept von tatsächlichen Haushalten. Oftmals reichen mehrere Mitglieder eines Haushalts separate Steuerformulare ein. Ein übliches Szenario ist ein unverheiratetes Paar, das im gleichen Haushalt wohnt. Diese Form des Zusammenlebens hat in den letzten Jahrzehnten an Beliebtheit gewonnen. Für Doppelverdiener besteht sogar ein monetärer Anreiz, sich separat besteuern zu lassen: ab einem Zweiverdienereinkommen von etwa 10.000 CHF stellt sich ein verheiratetes Paar steuerlich schlechter als zwei separat veranlagte Personen. Wenn Steuereinheiten wie Haushalte gehandhabt werden, so ist eine über die Zeit zunehmende Verzerrung der daraus berechneten Masse zu erwarten. Auch in dieser Hinsicht sind Umfragedaten besser geeignet<sup>1</sup>.

Was lässt sich positives zu Steuerdaten sagen? Hier lohnt sich ein genauerer Blick auf die jeweilige Repräsentativität und Validität der Daten. Diese ist, zumindest im Vergleich zu Umfragedaten (Status quo der Forschung), recht gut. Ein generelles Problem mit Umfragedaten sind Antwortausfälle (non-response). Vor allem die Frage nach dem Einkommen selbst bedingt oftmals den Antwortausfall. Korinek, Mistiaen und Ravallion (2006) konnten zeigen, dass die Antwortwahrscheinlichkeit auf die Einkommensfrage direkt von der Einkommenshöhe abhängig ist: Haushalte mit niedrigem und hohem Einkommen neigen eher zum Antwortausfall, wodurch die Mittelschicht in solchen Stichproben überrepräsentiert ist. Dieser Mechanismus wird auch als „middleclass bias“ bezeichnet (Diekmann, 2009). Da die Antwortausfälle nicht zufällig sind (not missing at random), ist zu erwarten, dass Ungleichheitsmasse nach unten verzerrt sind (d.h. es wird eine zu niedrige Ungleichheit berichtet). In der Literatur wurden hierfür Gewichtungstrategien diskutiert (Särndal, Swensson und Wretman, 2003). Diese erfordern jedoch Personenregisterdaten über das Einkommen jeder Person, bzw. eine gute Approximation der gesamten, unverzerrten Einkommensverteilung, welche i.d.R. nicht verfügbar sind. Steuerdaten auf der anderen Seite stellen beinahe eine Vollerhebung dar. Verglichen mit Umfragen sind wenig Stichprobenverzerrungen zu erwarten. Ein Problem können Personen sein, die keine Steuern bezahlen müssen und daher nicht dokumentiert werden. Ein anderer wichtiger

---

<sup>1</sup>Im Vergleich zur Haushaltsdefinition auf Basis von Steuerdaten sind Surveydaten deutlich besser geeignet. Allerdings ist auch die exakte Messung von Haushaltsgrößen in Surveys nicht trivial. Hoffmeyer-Zlotnik und Warner (2008) zeigen, dass Personen mannigfaltige Vorstellungen davon haben, was ein Haushalt ist.

Punkt ist Steuerhinterziehung. Alvaredo und Saez (2009) etwa kommen zu dem Schluss, dass Spitzeneinkommen in Spanien vor 1981 durch weit verbreitete Steuerhinterziehung stark lückenhaft dokumentiert sind.

Ein weiterer Pluspunkt für Steuerdaten ist die Validität der Daten. Surveydaten können mitunter stark durch falsche Angaben verzerrt sein. Einkommen können durch verschiedene Mechanismen als zu hoch oder zu niedrig berichtet werden (Under-/Overreporting). Je nachdem, ob hohe/niedrige Einkommen für die Befragte Person positiv oder negativ konnotiert sind, kann die Antwort in die jeweils als erwünscht geglaubte Richtung abweichen (soziale Erwünschtheit; Eifler und Bentrup 2003; Kriwy und Gross 2008). Zudem können Interviewereffekte oder die Anwesenheit Dritter eine Rolle spielen (Bogner, 2015) oder Befragte erinnern sich falsch oder wissen ihr Einkommen nicht auswendig und schätzen dieses in der Befragung. Steuerdaten sollten, zumindest in der Theorie, weniger stark durch solche potentiellen Verzerrungen beeinträchtigt sein, da Steuererklärungen mit einer grösseren Sorgfaltspflicht und grösserem zeitlichen Aufwand verbunden sind als Surveys.

Der wichtigste Vorteil von Steuerdaten gegenüber Umfragedaten ist die zeitliche Reichweite der Daten und damit die Möglichkeit längere Ungleichheitstrends zu messen. Für einige Länder reichen solche Daten bis zu 100 Jahre zurück. Umfragedaten liegen dagegen oft nur für wenige Jahrzehnte oder gar wenige Jahre vor. Trotz konzeptioneller Vorteile von Umfragedaten sind Steuerdaten daher dennoch eine fruchtbare Ergänzung um das Gesamtbild der Ungleichheit und Ungleichheitsentwicklung zusammenzutragen. Wichtig ist aber, Änderungen des Steuersystems und die Art, wie Steuerdaten berichtet/archiviert werden, im Auge zu behalten, um die Vergleichbarkeit über den gesamten Zeitraum garantieren zu können.

## **5.2. Andere Methoden andere Trends? Die Situation in der Schweiz**

Für die Schweiz sind die Befunde zur Entwicklung der Ungleichheit besonders widersprüchlich. An amtlichen Daten sind drei wichtige Quellen zu nennen: die Europäische Gemeinschaftsstatistik über Einkommen und Lebensbedingungen (EU-SILC), die Haushaltsbudgeterhebung (HABE) und die Luxembourg Income Study (LIS). Abbil-

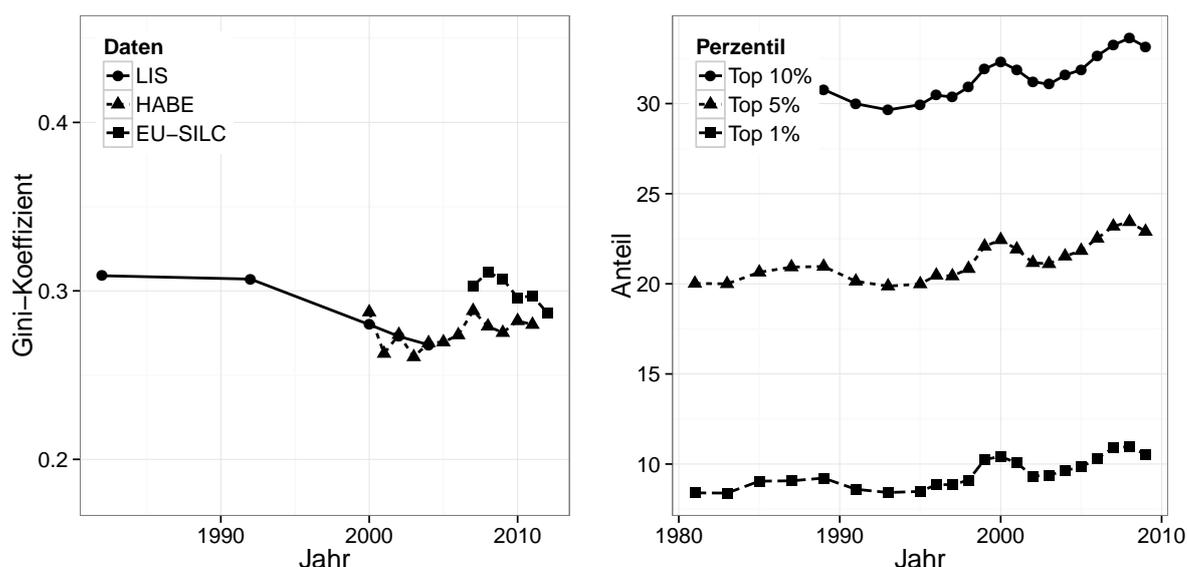
Abbildung 5.1 zeigt Gini-Koeffizienten dieser drei Quellen basierend auf dem verfügbaren Äquivalenzeinkommen von Haushalten. Bis heute sind die EU-SILC Daten die Referenzquelle für politisches Monitoring in der EU. EU-SILC fokussiert bei der Datenerhebung die Vergleichbarkeit zwischen Ländern. Die Schweiz als Nicht-EU-Land partizipiert erst seit 2007 (nicht seit Beginn 2004) an der Studie. Für den Zeitraum von 2007 bis 2012 zeigen die EU-SILC Daten eine Abnahme der Ungleichheit in der Schweiz.

Die zweite wichtige Quelle für Fragen der Einkommensverteilung in der Schweiz ist die HÄBE. Die Erhebung zielt auf grosse Detailgenauigkeit hinsichtlich Einkommen, v.a. aber bezüglich Ausgaben und Konsumverhalten ab. Seit 2000 werden jährlich Daten erhoben, wodurch sich eine durchgehende Reihe von Ungleichheitsmassen für 2000 bis 2011 errechnen lässt. Der Trend ist gemäss Abbildung 5.1 eher beständig. Beide Reihen (EU-SILC und HÄBE) decken lediglich eine kurze Zeitperiode ab.

Die LIS-Daten dagegen reichen weiter zurück (1982-2004). Anders als EU-SILC und HÄBE werden die Daten der LIS aus drei Umfragen harmonisiert: dem Swiss Income and Wealth Survey (1982), dem Swiss Poverty Survey (1992) und der HÄBE (2000, 2002 und 2004). Damit bietet die LIS unter den Umfragedaten die deutlich längste Ungleichheitsreihe für die Schweiz. Gornick und Jäntti (2013) berichten aus LIS Daten einen beträchtlichen Rückgang der Ungleichheit in der Schweiz. Dieser Befund unterscheidet sich von der Entwicklung zunehmender Ungleichheit in den meisten anderen westlichen Ländern. Basierend auf dem Schweizer Haushaltspanel (2000-2009) kommen Grabka und Kuhn (2012) zu demselben Ergebnis.

Die genannten Studien stützen sich alle auf das verfügbare Einkommen von Haushalten. Ergänzend hierzu hat das Wiederaufleben von Steuerdatenanalysen in jüngerer Zeit weitere wichtige Einsichten über die Schweiz geliefert. Dell, Piketty und Saez (2007) verwendeten Daten der Eidgenössischen Steuerverwaltung (ESTV) um die Entwicklung von Spitzeneinkommen zu beschreiben. Im Gegensatz zu den meisten anderen Ländern gab es in der Schweiz keinen Rückgang der Einkommens- und Vermögenskonzentration für den Zeitraum vor dem ersten Weltkrieg bis 1996. Mit demselben Ansatz erweiterten Foellmi und Martínez (2013) die Zeitreihe von Dell, Piketty und Saez (2007). Sie kamen zu dem Ergebnis, dass die Spitzeneinkommen in den letzten 20 Jahren gestiegen waren. Für die einkommensstärksten 0.01% berichten sie eine Verdopplung des Anteils am Ge-

Abbildung 5.1.: Ungleichheitstrends in der Schweiz



Quelle: Luxembourg Income Study (LIS), Haushaltsbudgeterhebung (HABE), Europäische Gemeinschaftsstatistik über Einkommen und Lebensbedingungen (EU.SILC), World Top Incomes Database (Anteil der Spitzenverdiener am Gesamteinkommen) (siehe Tabellen 5.2 und 5.3)

samteinkommen.<sup>2</sup> Diese Ergebnisse bilden einen Kontrast zu den amtlichen Zahlen aus den vorherigen drei Quellen.

Um es zusammenzufassen: Umfragedaten zeigen eine abnehmende Entwicklung der Ungleichheit. Gleichzeitig behaupten Studien zu Spitzeneinkommen eine zunehmende Einkommenskonzentration im obersten Bereich der Verteilung<sup>3</sup>. Die Unterschiede erklären sich durch verschiedene in Kapitel 4.2 und 5.1 genannte Faktoren. Erstens ist zu erwarten, dass Spitzeneinkommen in Steuerdaten besser abgebildet sind als in Umfragedaten (Verzerrung durch Antwortausfall). Zweitens handelt es sich um zwei unterschiedliche Masse und daher nur bedingt vergleichbare Indikatoren für Ungleichheit. Leigh (2007, S. 600) wägt die Brauchbarkeit von Einkommensanteilen der Spitzenverdiener ab. Sie

<sup>2</sup>Die Werte für die besonders hohen Perzentile wurden in der Studie aus den aggregierten Steuerdaten extrapoliert und sind vermutlich problematisch. Eigene Vergleiche zwischen extrapolierten Werten mit nicht aggregierten Daten aus dem SNF-Projekt Sinergia Nr. 130648 „The Swiss Confederation: A Natural Laboratory for Research on Fiscal and Political Decentralization“ von Raphael Parchet und Stefanie Brilon mit Prof. Dr. Marius Brühlhart deuten darauf hin, dass Top-Einkommen durch Extrapolation deutlich überschätzt werden.

<sup>3</sup>Die beiden Befunde schliessen sich nicht per se gegenseitig aus: Während Top-Einkommen stark zunehmen könnte der Rest der Verteilung gleichzeitig stärker an den Median rücken. Die folgenden Kapitel werden allerdings zeigen, dass die Unterschiede in den Befunden methodischer und nicht inhaltlicher Natur sind.

seien kein vollkommenes Ungleichheitsmass, es gebe jedoch eine klar positive Korrelation mit anderen gebräuchlichen Massen. Drittens wurden unterschiedliche Einkommenskonzepte verwendet. Die Studien zu Spitzeneinkommen legen das steuerbare Einkommen zugrunde, die Umfragedaten bauen auf das verfügbare Einkommen auf. Wie Modetta und Müller (2012) zeigen konnten, werden Einkommensverteilungen massgeblich durch staatliche Umverteilung geformt. Diese reduzieren Ungleichheit durch Sozialtransfers und Steuern. Wird nun das steuerbare Einkommen analysiert, bleiben Änderungen des Steuersystems ausser Acht (z.B. Steuerprogression, Abzüge oder Besonderheiten von Kantonen und Gemeinden). Viertens unterscheiden sich die Daten in ihrer Untersuchungseinheit. Die Daten der ESTV stammen aus einem „fiskalischen Haushalt“, die Umfragedaten aus einem tatsächlichen Haushalt. Unterschiede im Ungleichheitstrend können sich daher z.B. aus einer stetigen Zunahme von Kohabitationen und einer korrespondierenden Abnahme von Ehen ergeben.

### 5.3. Tabellen

Tabelle 5.2.: Ungleichheitstrends in der Schweiz (Gini-Koeffizienten aus Surveydaten)

| Jahr | LIS   | HABE  | EU-SILC |
|------|-------|-------|---------|
| 1982 | 0.309 |       |         |
| 1992 | 0.307 |       |         |
| 2000 | 0.280 | 0.287 |         |
| 2001 |       | 0.263 |         |
| 2002 | 0.273 | 0.274 |         |
| 2003 |       | 0.261 |         |
| 2004 | 0.268 | 0.269 |         |
| 2005 |       | 0.270 |         |
| 2006 |       | 0.274 |         |
| 2007 |       | 0.288 | 0.303   |
| 2008 |       | 0.279 | 0.311   |
| 2009 |       | 0.275 | 0.307   |
| 2010 |       | 0.282 | 0.296   |
| 2011 |       | 0.280 | 0.297   |
| 2012 |       |       | 0.287   |

Quelle: Luxembourg Income Study (LIS), Haushaltsbudgeterhebung (HABE), Europäische Gemeinschaftsstatistik über Einkommen und Lebensbedingungen (EU.SILC)

Tabelle 5.3.: Ungleichheitstrends in der Schweiz (Anteil Spitzenverdiener am Gesamteinkommen)

| Jahr | Top 10% | Top 5% | Top 1% |
|------|---------|--------|--------|
| 1981 | 29.9    | 20.0   | 8.4    |
| 1983 | 29.9    | 20.0   | 8.4    |
| 1985 | 30.4    | 20.6   | 9.1    |
| 1987 | 30.8    | 20.9   | 9.1    |
| 1989 | 30.8    | 21.0   | 9.2    |
| 1991 | 30.0    | 20.1   | 8.6    |
| 1993 | 29.6    | 19.9   | 8.4    |
| 1995 | 29.9    | 20.0   | 8.5    |
| 1996 | 30.5    | 20.5   | 8.8    |
| 1997 | 30.4    | 20.4   | 8.9    |
| 1998 | 30.9    | 20.8   | 9.1    |
| 1999 | 31.9    | 22.1   | 10.2   |
| 2000 | 32.3    | 22.4   | 10.4   |
| 2001 | 31.9    | 21.9   | 10.1   |
| 2002 | 31.2    | 21.2   | 9.3    |
| 2003 | 31.1    | 21.1   | 9.4    |
| 2004 | 31.6    | 21.5   | 9.6    |
| 2005 | 31.9    | 21.8   | 9.8    |
| 2006 | 32.6    | 22.5   | 10.3   |
| 2007 | 33.2    | 23.2   | 10.9   |
| 2008 | 33.6    | 23.4   | 11.0   |
| 2009 | 33.1    | 22.9   | 10.5   |

Quelle: World Top Incomes Database

## 6. Evaluation von Steuerdaten in der Schweiz

Wie bereits ausgeführt, kann die Verwendung unterschiedlicher Datenquellen durch mehrere Mechanismen zu unterschiedlichen Ergebnissen und Schlussfolgerungen führen. In diesem Kapitel soll beleuchtet werden, welche Entscheidungen der Forscher für die Arbeit an Steuerdaten bezüglich der vier Kernpunkte (Definition ökonomischer Ressourcen, Messung der Ungleichheit, Untersuchungseinheiten, Repräsentativität) treffen muss. Dabei wird untersucht, wie gut das skizzierte, theoretische Ideal mit Steuerdaten approximiert werden kann. Im Anschluss daran wird durch eine Reihe von empirischen Analysen bewertet, wie schwerwiegend für die Ungleichheitsanalyse die einzelnen Abweichungen vom Ideal sind. Als Ergebnis wird eine Rangliste präsentiert, die die unterschiedlichen methodischen und konzeptionellen Abweichungen/Variationen nach deren Wichtigkeit (gemäss deren Einfluss auf Ungleichheitsmasse) ordnet. Gleichzeitig können die in Kapitel 5.2 beschriebenen widersprüchlichen Befunde aus Umfrage- und Steuerdaten zum Teil erklärt werden. Tabelle 6.1 gibt einen Überblick über die Analysen und die dafür verwendeten Daten und Methoden. Für jede Analyse soll die maximal mögliche Fallzahl verwendet werden. Da sich die vorhandenen Informationen häufig von Periode zu Periode unterscheiden ist es notwendig, das Zeitfenster für manche Analysen einzuschränken oder auf unterschiedliche Datensätze zurückzugreifen.

Der Primärdatensatz basiert auf Einkommensdaten der Eidgenössischen Steuerverwaltung (ESTV), die zur Berechnung der Bundessteuer anfallen<sup>1</sup>. Die ESTV erhebt direkte Bundessteuern und dokumentiert diese in unterschiedlicher Weise und Genauigkeit seit 1915. In den Anfängen wurde sie als Kriegssteuer bezeichnet, später als Krisenabgabe (1934), Wehrsteuer (1939) und schlussendlich als direkte Bundessteuer (seit 1983).

---

<sup>1</sup><http://www.estv.admin.ch/dokumentation/00075/00076/00701/index.html>

Tabelle 6.1.: Verwendete Methoden und Daten zur jeweiligen Problemstellung

| <b>Problemstellung</b>                                | <b>Getestete Einflussgrösse</b>                              | <b>Methode</b>   | <b>Daten</b>  |
|---|--|--|---|
| <b>Definition ökonomischer Ressourcen</b>             | (1) Verwendung unterschiedlicher Einkommensdefinitionen      | Gini-Zeitreihe (eigene Berechnungen)   | Aggregierte ESTV-Daten – Normalfälle ohne Nicht-Besteuerte                    |
|   | (2) Verwendung einer Pseudoäquivalenzskala                   | Gini-Zeitreihe (von der ESTV bereitgestellt)   | Kennzahlen der ESTV – Normal-, Sonderfälle und Nicht-Besteuerte               |
| <b>Messung der Ungleichheit / Ungleichheitstrends</b> | (3) Verwendung unterschiedlicher Masszahlen                  | Zeitreihen: Gini, Theil und Atkinson (eigene Berechnungen)   | Aggregierte ESTV-Daten – Normalfälle ohne Nicht-Besteuerte                    |
|   | (4) Verwendung von Aggregatmassen vs. relative Verteilung    | Gini-Differenzen (bereitgestellt), relative Verteilungen und Polarisationsindizes (teils eigene Berechnung teils bereitgestellte Zahlen) | ESTV-Kennzahlen – alle Steuereinheiten  |
| <b>Untersuchungseinheit</b>                           | (5) Betrachtung von Steuereinheiten vs. Haushalte            | Gini-Differenzen, relative Verteilungen (eigene Berechnungen)  | Individualdaten Bern, steuerbares Einkommen                                   |
| <b>Repräsentativität</b>                              | (6) Stichprobendifferenzen zwischen Steuer- und Umfragedaten | Gini-Differenzen, relative Verteilung (eigene Berechnungen)  | Individualdaten Bern, Teilstichprobe Bern aus den HABE-Daten, Primäreinkommen |
|   | (7) Einfluss von Sonderfällen                                | Gini-Differenzen, relative Verteilung (eigene Berechnungen, teilweise basierend auf bereitgestellten Perzentilen)                        | Aggregierte ESTV-Daten und ESTV-Kennzahlen – alle Steuereinheiten             |
|   | (8) Einfluss von Nicht-Besteuerten                           | Gini-Zeitreihe (eigene Berechnungen)   | Aggregierte ESTV-Daten – Normalfälle mit und ohne Nicht-Besteuerte            |

Im Zuge des SNF-Projekts, aus dem diese Doktorarbeit hervorgeht<sup>2</sup>, wurden ESTV-

<sup>2</sup>SNF-Projekt Nr. 143399 „Ungleichheit der Einkommen und Vermögen in der Schweiz von 1970 bis 2010“

Daten von 1917 bis 2011 beschafft. Ab 1973 stellt die ESTV ihre Daten in maschinenlesbarer Form bereit. Für die Perioden davor wurden aus alten Büchern gescannt. Für die weiteren Analysen werden die Daten jedoch erst ab 1945 verwendet, da die Reliabilität der Daten vorher zu fragwürdig für sinnvolle Auswertungen ist. Dell, Piketty und Saez (2007) schätzen, dass vor 1945 weniger als 50%, in manchen Perioden gar nur 15% aller Erwachsenen ein Steuerformular ausgefüllt haben. Übrig bleiben 35 Steuerperioden: vor 1993 wurde zweijährlich auf Basis vergangener Einkommen versteuert (Postnumerando-System), ab 1999/2001/2003 (je nach Kanton) wurde jährlich gegenwartsbesteuert (Praenumerando-System). Da nicht alle Kantone gleichzeitig den Wechsel im Steuersystem vollzogen haben gibt es für gesamtschweizer Statistiken eine Bemessungslücke der Einkommen zwischen 1995 und 2003. Aus Datenschutzgründen stellt die ESTV die Daten generell nur in aggregierter Form bereit, d.h. es ist nur bekannt, wie viele Personen welche Summe an Einkommen jeweils innerhalb eines Einkommensintervalls erzielt haben. Für manche Analysen ist dies nicht ausreichend. In diesen Fällen greifen wir auf bereits berechnete Ungleichheitsmasse zurück (siehe Tabelle 6.1, Spalte „Daten“), die aus denselben, jedoch nicht aggregierten Daten, im Zuge des SNF-Projekts Sinergia Nr. 130648<sup>3</sup> berechnet und durch die ESTV publiziert wurden. Die berechneten Masse umfassen Gini-Koeffizienten sowie einige Perzentile von 1973/74 bis 2011 basierend auf allen Steuereinheiten (Individuen oder verheiratete Paare), die aufgrund ihrer Einkommenshöhe bundessteuerpflichtig waren. Ab 1995/96 ist aus diesen Daten zudem bekannt, wie viele Steuereinheiten nicht besteuert wurden, da sie Einkommen unterhalb der Besteuerungsgrenze erzielten. Der dritte Datensatz, der zum Einsatz kommt, stammt vom kantonalen Steueramt Bern. Hierbei handelt es sich um Individualdaten, denen zusätzlich eine Haushalts-ID aus Personenregisterdaten zugeordnet wurde. Hiermit ist es – im Gegensatz zu den ESTV-Daten – möglich, die Bedeutung der Fehlkonzeption von Haushalten (fiskalische statt reale Haushalte) und die Stichprobenverzerrung in Umfragedaten isoliert zu quantifizieren. Der vierte und letzte Datensatz, der in den Auswertungen zum Einsatz kommt, ist die Haushaltsbudgeterhebung 2012. Diese dient als Vergleich zur Messung der Stichprobenverzerrung.

Auch die eingesetzten Methoden unterscheiden sich für die verschiedenen Elemente der „Testbatterie“ (siehe Spalte „Methoden“ in Tabelle 6.1). Um die Entwicklung der Ungleichheit über die Zeit zu bestimmen, wurden Gini-Koeffizienten für den maximal mög-

---

<sup>3</sup>SNF-Projekt Sinergia Nr. 130648 „The Swiss Confederation: A Natural Laboratory for Research on Fiscal and Political Decentralization“ von Raphael Parquet und Stefanie Brilon mit Prof. Dr. Marius Brühlhart.

lichen Zeitraum berechnet. Für den Vergleich von Ungleichheitsmassen wurden zudem Atkinson- und Theil-Indizes berechnet. Für vertiefte Analysen werden nicht einzelne Verteilungen/Masse betrachtet sondern mit Hilfe relativer Verteilungen („relative distributions“; Handcock und Morris 1999) Vergleiche zwischen Verteilungen angestellt. Abschnitt 6.2 gibt einen ausführlicheren Überblick über die verwendeten Masse.

## 6.1. Definition ökonomischer Ressourcen

Wie in Abschnitt 4.2.1 beschrieben, empfiehlt es sich, Einkommen, Vermögen und Konsum simultan zu betrachten. Die OECD (2013, S. 13) vermerkt zudem: „[...] integrated analysis at the household level has significant data requirements that go beyond the measurement efforts currently undertaken in most countries“. Dies ist auch der Fall für die Schweiz, obgleich die HABE-Studie sich bereits stark an den Empfehlungen des Canberra Group Handbook orientiert (United Nations, 2011). Die dort beschriebenen Konzepte sind Teil des ICW-Frameworks der OECD. Die ESTV publiziert Zahlen zu Einkommen, Vermögen und Steuern, es ist jedoch nicht möglich diese auf der Individualebene gemeinsam zu untersuchen. Informationen zum Konsum fehlen in den Daten der ESTV. Ceteris paribus kann mit den ESTV-Daten dennoch untersucht werden, wie sich die Verwendung unterschiedlicher – in den Daten vorhandener – Einkommenmasse auf die Ausprägung von Ungleichheitsmassen auswirkt (6.1.1). Desweiteren lässt sich mit den Daten bewerten, wie sich Ungleichheitsmasse verändern, wenn (Pseudo-)äquivalenzskalen verwendet werden (6.1.2), die sich aus steuerrelevanten Variablen herleiten lassen (Partner vorhanden, Anzahl Kinder, Anzahl unterstützte Personen).

### 6.1.1. Einkommensdefinitionen in Steuerdaten

Die ESTV-Daten ermöglichen den Vergleich von drei Einkommensarten:

- **Reineinkommen:** Bruttoeinkommen (Lohn, Vermögenseinkünfte, erhaltene Transfers ohne Sozialhilfe) minus einige Abzüge.<sup>4</sup>

---

<sup>4</sup>Diese Abzüge beinhalten: Berufsauslagen, Reisekosten, Schuldzinsen, Spenden, Weiterbildungs- und Nebenerwerbskosten, Parteispenden, Einzahlungen in die private Vorsorge „Säule 3a“, Einkäufe in die Pensionskasse oder Krankenkosten.

- **Steuerbares Einkommen:** Reineinkommen minus Sozialabzüge.<sup>5</sup>
- **Steuerbares Einkommen nach Bundessteuern:** Nach Abzug der Steuern, die im jeweiligen Einkommensintervall gezahlt wurden, nähert sich diese Grösse dem Konzept des verfügbaren Einkommens zumindest an.<sup>6</sup>

Diese Einkommensmasse korrespondieren nicht direkt mit den in Kapitel 4.2 theoretisch definierten Massen, etwa dem Primäreinkommen (vor Umverteilung) oder dem verfügbaren Einkommen (nach Umverteilung). Stattdessen sind die Masse der ESTV-Daten zwischen diesen beiden Polen anzusiedeln (siehe Abbildung 4.1).

Für die drei vorhandenen Masse wurden Gini-Koeffizienten berechnet. Wie in Abbildung 6.1 zu sehen, ist die verfügbare Zeitspanne aufgrund der wechselnden Dokumentation der ESTV je nach Einkommensart unterschiedlich. Für das steuerbare Einkommen vor und nach Steuern können besonders lange Zeitreihen abgebildet werden (1945 bis 2011). Informationen über das Reineinkommen wurden erst ab 1981/82 archiviert. Die Entwicklung ist für alle drei Reihen annähernd identisch. Kleinere Ausnahmen sind in den 1980er-Jahren zu sehen, wo das Reineinkommen leicht gegenläufige Trends zeigt. Die Ursache liegt in geänderten Abzügen und demonstriert, dass diese Reihen sehr vorsichtig interpretiert werden müssen. Allgemein – und erwartbar – wird die Ungleichheit durch das steuerbare Einkommen höher ausgewiesen als durch das Reineinkommen oder das steuerbare Einkommen nach Steuern. Steuern wirken umverteilend durch die Progression, Abzüge dagegen sind absolut und „flach“ und wirken daher degressiv (z.B. Abzüge pro Kind verringern niedrige Einkommen relativ gesehen stärker als hohe Einkommen).

### 6.1.2. Korrektur der Einkommen um eine Äquivalenzskala

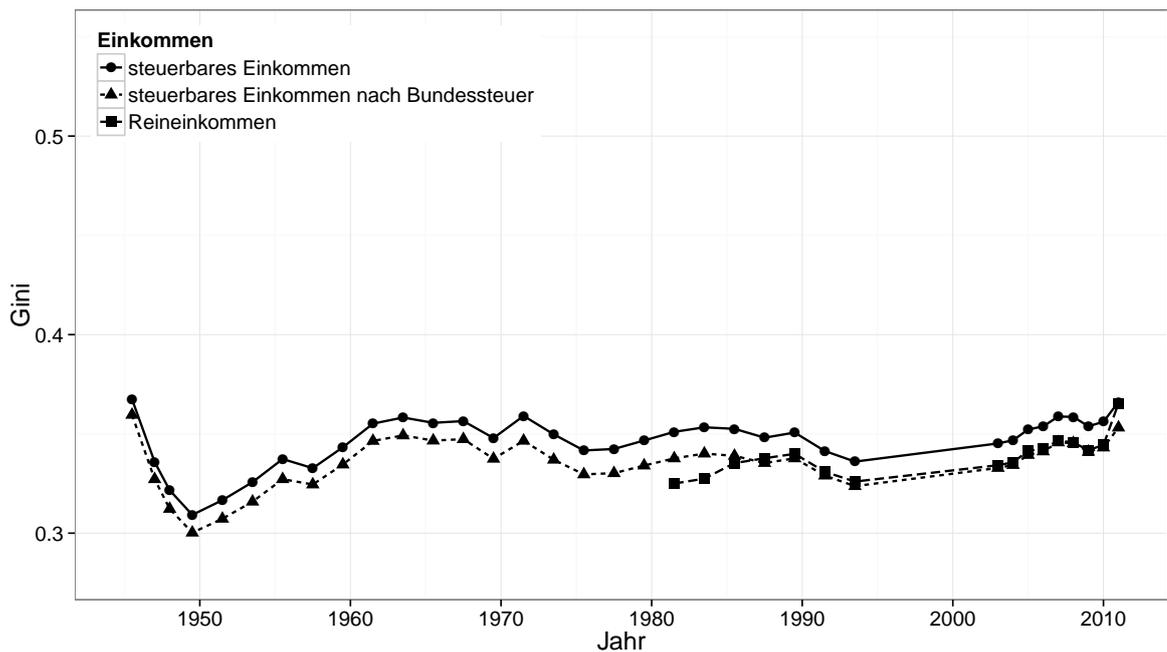
Studien zu Einkommensungleichheit ziehen häufig das Konzept der Äquivalenzeinkommen heran. Dadurch sollen Skaleneffekte der Haushaltsgrösse berücksichtigt werden. Innerhalb der Steuerdaten ist die tatsächliche Haushaltsgrösse nicht bekannt und kann nur durch die dokumentierte Anzahl unterstützter Kinder und Personen plus den Ehepartner approximiert werden. Einkommen von Singles werden in diesem Fall durch 1

<sup>5</sup>Sozialabzüge beinhalten: verheiratet oder alleinerziehend zu sein, Doppelverdienerabzüge, Versicherungsbeiträge, Sparzinsen und Abzüge für Kinder und unterstützte Personen.

<sup>6</sup>Es handelt sich vor allem deshalb nur um eine Annäherung, da nur Bundessteuern abgezogen werden, nicht aber Kantons- und Gemeindesteuern.

geteilt (keine Gewichtung). Verheiratete bekommen einen Äquivalenzfaktor von 1.5. Für jedes Kind und jede unterstützte Person wird 0.3 zum Nenner addiert. Dies entspricht dem Vorschlag der OECD (2013, S. 173). Durch den Vergleich der Gini Reihen mit und ohne diese „Pseudoäquivalenzskala“ lässt sich ableiten, wie stark die Messung von Ungleichheit durch diese Stellschraube beeinflusst wird. Abbildung 6.2 zeigt den Vergleich für Daten inklusive und exklusive Nicht-Besteuerte (mehr zu Nicht-Besteuerten folgt in Abschnitt 6.4.3). Es lässt sich ablesen, dass die Gewichtung keinen nennenswerten Effekt hat, weder auf das Niveau der Ungleichheit noch auf den Trend<sup>7</sup>.

Abbildung 6.1.: Ungleichheitstrends für unterschiedliche Einkommensdefinitionen



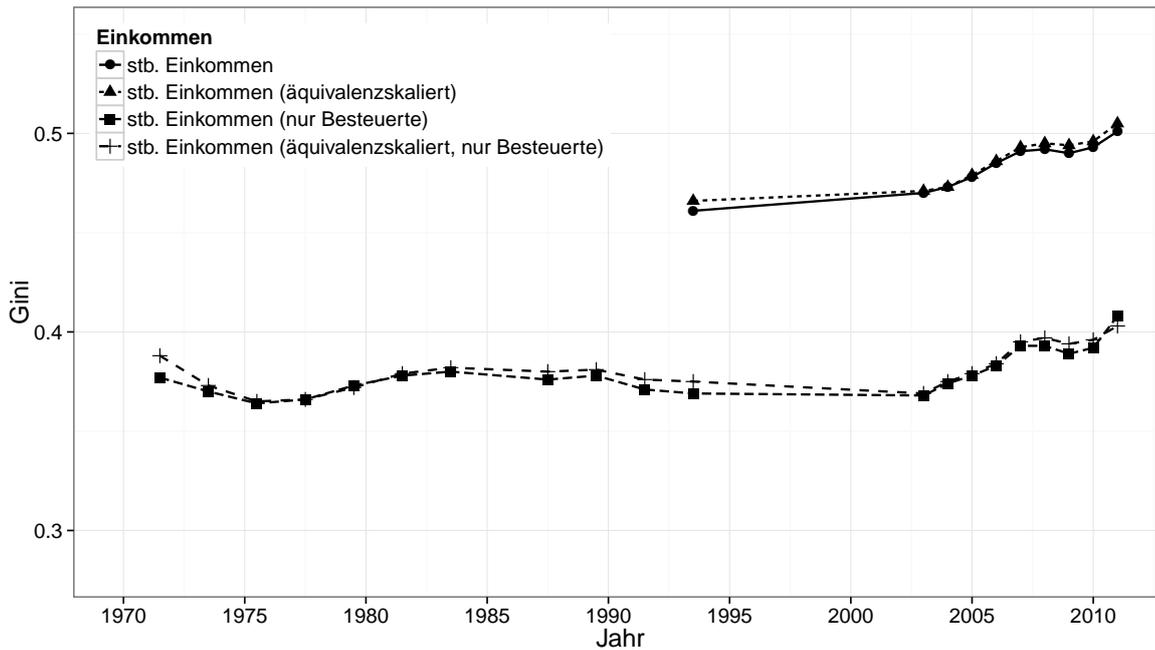
Quelle: Aggregierte ESTV-Daten, eigene Berechnungen, siehe Tabelle 6.2

## 6.2. Messung der Ungleichheit

In diesem Abschnitt wird untersucht, wie sich die Entwicklung der Ungleichheit unterschiedlich darstellt, wenn verschiedene Ungleichheitsmassen verwendet werden. Die bisher gezeigten Gini-Koeffizienten sind – wie in Abschnitt 4.2.2 erwähnt – nur sensibel auf Veränderungen im Mittelteil der Einkommensverteilung. Wichtige Änderungen an den

<sup>7</sup>Hier muss jedoch bedacht werden, dass das Konzept von Haushalten suboptimal abgebildet ist. Der tatsächliche Einfluss einer Äquivalenzskalengewichtung könnte auch leicht niedriger oder höher ausfallen.

Abbildung 6.2.: Ungleichheitstrends mit und ohne Äquivalenzskalengewichtung



Quelle: ESTV-Kennzahlen, eigene Berechnungen, siehe Tabelle 6.3

Rändern der Verteilung könnten so übersehen werden. Für die Perioden, in denen der Gini-Koeffizient eine Änderung der Ungleichheit anzeigt, ist es zudem spannend zu erfahren, ob dies durch ein Absacken der unteren Einkommen oder eine Aufwertung der Reichen geschehen ist. Daher werden zusätzlich Masse berechnet, die in unterschiedlichen Teilen der Verteilung sensibel sind (6.2.1). Zudem wird das Analyseinstrumentarium auf die wesentlich detaillierteren relativen Verteilungen erweitert (6.2.2).

### 6.2.1. Welche Entwicklung zeigen Aggregatmasse?

Um den in den Mittelbereichen der Verteilung sensiblen Gini-Koeffizienten zu ergänzen, eignen sich der Atkinson-Index und der Theil-Index.

Der Atkinson-Index  $A_\epsilon$  ist definiert als:

$$A_\epsilon(y_1, \dots, y_n) = 1 - \left[ \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left( \frac{y_i}{\bar{y}} \right)^{1-\epsilon} \right]^{\frac{1}{1-\epsilon}} \quad (6.2.1)$$

Im Kern der Formel wird jedes Individualeinkommen  $y_i$  mit dem mittleren Einkommen  $\bar{y}$  verglichen. Der Term wird 1 und der Atkinson-Index 0, wenn alle Einkommen  $y_i$  identisch sind (unabhängig vom Empfindlichkeits-Parameter  $\varepsilon$ ). Die theoretische Obergrenze ist 1. Der zweite wichtige Teil der Formel ist der Empfindlichkeits-Parameter  $\varepsilon$ . Der Atkinson-Index existiert prinzipiell für jeden Wert  $\varepsilon \geq 0$ . Für Werte nahe 0 konvergiert der Index ebenfalls gegen 0 unabhängig von der empirischen Verteilung. Der Index impliziert damit eine Gleichgültigkeit gegenüber Ungleichheit. Auf der anderen Seite reagiert das Mass umso empfindlicher auf Ungleichheit, je höher der Parameter ist. Gleichzeitig steigt die Empfindlichkeit auf Ungleichheit besonders im unteren Teil der Verteilung (De Maio, 2007). Ein hohes  $\varepsilon$  steht damit für eine hohe Ungleichheitsaversion.

Der Theil-Index  $T$  ist definiert als:

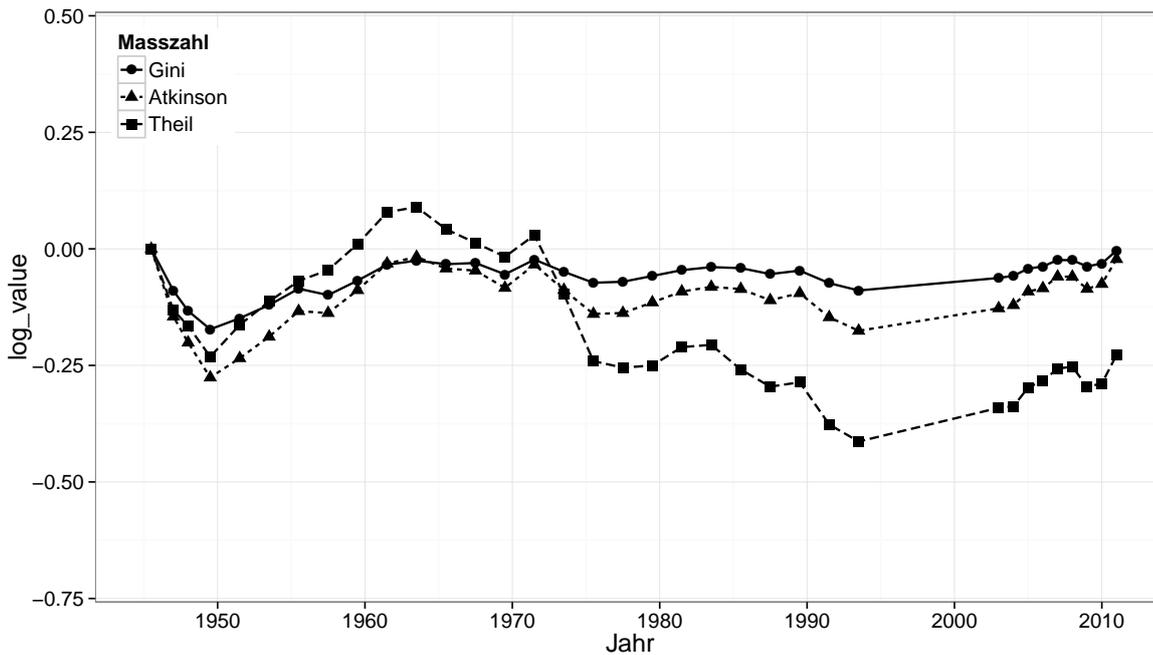
$$T = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{y_i}{y} \left[ \ln \left( \frac{y_i}{y} \right) \right] \quad (6.2.2)$$

Ähnlich wie der Atkinson-Index wird der berechnete Wert primär durch das Verhältnis  $\left(\frac{y_i}{y}\right)$  bestimmt. Die möglichen Werte liegen jedoch zwischen 0 und  $\ln(n)$ , wobei 0 völlige Gleichheit der Verteilung signalisiert und  $\ln(n)$  maximale Ungleichheit. Allgemeiner ist der Theil-Index ein Spezialfall generalisierter Entropiemasse (GE), die sich aus der Informationstheorie ableiten. Ähnlich wie der Atkinson-Index kennen diese Masse ebenfalls einen Steuerungsparameter ( $\alpha$ ). Umso höher  $\alpha$  ist, desto mehr Gewicht bekommt die Ungleichheit im oberen Teil der Verteilung. Für absolut hohe negative Werte verschiebt sich dagegen der Fokus auf den unteren Teil der Verteilung. Der Theil-Index entspricht dem GE-Mass mit  $\alpha = 1$ .

Um den Ungleichheitstrend in den unteren, oberen und mittleren Bereichen der Verteilung abzubilden zeigt Abbildung 6.3 Gini-Koeffizienten (Mittelbereich der Verteilung), Atkinson mit  $\varepsilon = 1$  (unterer Bereich) und Theil mit  $GE(\alpha = 1)$  (oberer Bereich) aus aggregierten ESTV-Daten. Cowell und Flachaire (2007) empfehlen diese eher moderaten Werte zu verwenden, da die Masse für  $\varepsilon > 1$  und  $\alpha > 1$  schnell überempfindlich werden.

Um die drei Reihen vergleichbar zu machen wurden logarithmierte Werte abgetragen und auf ihren Startwert 1945/46 indexiert. Hierdurch ist zwar das Niveau der Werte nicht ablesbar, aber die relative Änderung über die Zeit wird besser vergleichbar. Alle drei Reihen folgen einem sehr ähnlichen Muster, unterscheiden sich jedoch in ihrer

Abbildung 6.3.: Ungleichheitstrends für unterschiedliche Masszahlen



Quelle: Aggregierte ESTV-Daten, eigene Berechnungen

Volatilität. Offenbar unterliegen die Ränder der Verteilung häufiger Veränderungen als die Mitte. Gemäss den starken Schwankungen des Theil-Index ist dies besonders für hohe Einkommen der Fall. Während der 1950er- und 1960er-Jahre sind hohe Einkommen überproportional gewachsen (Theil-Index liegt oberhalb der anderen beiden Masse), in den 1970er- und 1990er-Jahren dagegen haben hohe Einkommen relativ gesehen abgenommen.

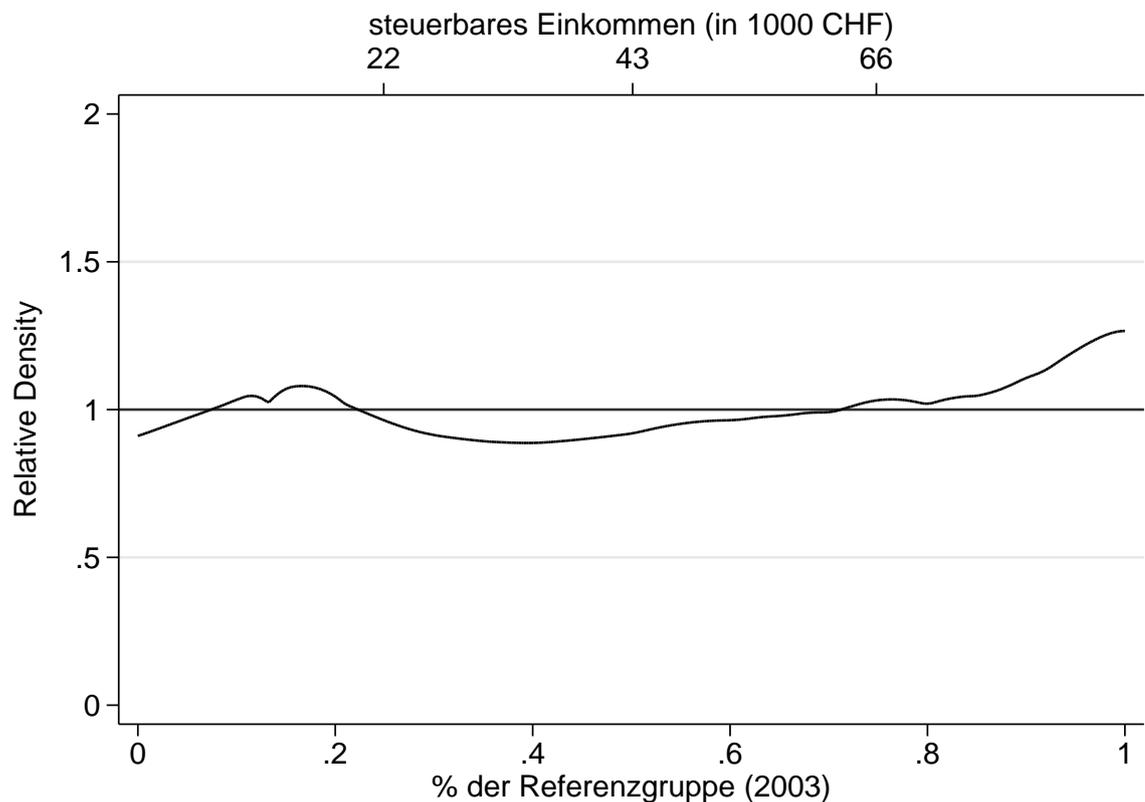
## 6.2.2. Welche Entwicklung zeigen relative Verteilungen?

Der Vergleich der drei Reihen, die in unterschiedlichen Verteilungsbereichen empfindlich sind, gibt eine erste Ahnung über die Dynamik der Ungleichheit. Eine detaillierte Einsicht können darüber hinaus Konzepte der relativen Verteilungen liefern (Handcock und Morris, 1999). Aus den Perzentilen der publizierten ESTV-Kennzahlen lassen sich die Verteilungen näherungsweise abbilden<sup>8</sup>. Exemplarisch wird in Abbildung 6.4 der grösst-

<sup>8</sup>Die publizierten Daten eignen sich besser als die Perzentile aus eigenen Berechnungen mit den aggregierten ESTV-Daten. Zum einen enthalten sie auch Fälle mit Einkommen unterhalb der Besteuerungsgrenze (siehe auch Abschnitt 6.4.3) mit dem jeweils korrekten Einkommen. Zum anderen werden extrem hohe Perzentile genauer abgebildet, wenn diese aus Individualdaten ermittelt wurden.

mögliche Zeitraum seit Umstellung des Steuersystems dargestellt (2003-2011). Datenbasis sind alle Steuereinheiten inklusive Nicht-Besteuerte und Sonderfälle<sup>9</sup>. Der Gini-Koeffizient änderte sich in dieser Zeit von 0.47 auf 0.50, was einem moderaten Anstieg der Ungleichheit entspricht. Die vertiefte Analyse der Verteilungen erlaubt nun, zu sehen, wie dieser Anstieg mit der Form einzelner Abschnitte der Verteilungen korrespondiert.

Abbildung 6.4.: Relative Verteilung zwischen 2011 und 2003



Quellen: Aggregierte ESTV-Daten

Um eine relative Verteilung zu konstruieren, werden die Daten von 2003 als Referenzpopulation  $Y_0$  definiert. Die Daten aus 2011 bilden die Vergleichsgruppe  $Y$ .  $y$  sei das steuerbare Einkommen. Zunächst werden die beiden Wahrscheinlichkeitsdichtefunktionen berechnet. Die Dichtefunktion ist eine Funktion  $f(y)$ , die für jeden potentiellen Wert von  $y$  beschreibt, wie wahrscheinlich dieser Wert innerhalb eines bestimmten Intervalls auftritt. Das Integral über die Dichtefunktion ergibt die kumulative Verteilungsfunktion  $F(y)$ . Diese gibt die Wahrscheinlichkeit an, dass ein zufällig gewählter Wert kleiner

<sup>9</sup>So beinhalten die ESTV-Kennzahlen Informationen bis zum 99.99% Perzentil. Für die aggregierten Daten lässt sich ohne Extrapolation oft maximal nur das 95% Perzentil bestimmen.

<sup>9</sup>Sonderfälle werden in 6.4 näher erklärt

gleich  $y$  ist. Das Verteilungsverhältnis (relative Verteilung) zwischen  $Y$  und  $Y_0$  ist dann definiert als:

$$R = F_0(Y) \tag{6.2.3}$$

$R$  ergibt sich aus  $Y$  ausgewertet für  $F(Y_0)$ .  $R$  misst dadurch den relativen Rang von  $Y$  im Vergleich zu  $Y_0$ .

$$g(r) = \frac{f(F_0^{-1}(r))}{f_0(F_0^{-1}(r))} \tag{6.2.4}$$

Die Wahrscheinlichkeitsdichtefunktion  $g(r)$  von  $R$  kann gemäss (6.2.4) berechnet werden, wobei  $r$  das Verhältnis der Werte und  $F_0^{-1}(r)$  die inverse kumulative Verteilungsfunktion (auch Quantilsfunktion) bezeichnet.  $g(r)$  kann als Verhältnis der Dichten interpretiert werden, d.h. als das Verhältnis der jeweiligen Perzentile ausgewertet an den Perzentilen der Referenzverteilung. Überlappen beide Verteilungen vollständig, so ist  $R = 1$  für alle Punkte der Wahrscheinlichkeitsdichtefunktion. Werte grösser 1 zeigen für das entsprechende Perzentil an, dass die Wahrscheinlichkeit in der Vergleichsverteilung höher als in der Referenzverteilung ist, Werte kleiner 1 deuten eine kleinere Wahrscheinlichkeit an.

Im Vergleich der Einkommensverteilungen 2011 und 2003 (Abbildung 6.4) zeigt sich eine moderate Polarisierung, erkennbar durch eine niedrigere relative Dichte in den mittleren Dezilen (20% bis 70% Dezil). Gleichzeitig ist das Dichteverhältnis in den obersten zwei Dezilen sichtbar höher. Das bedeutet, 2011 gibt es mehr Personen als 2003, die über ein Einkommen verfügen, das 2003 zu den obersten zwei Dezilen gehört hat. Die grafische Analyse ist anschaulich und informativ, ergänzend können auf der Basis von relativen Verteilungen jedoch auch sinnvolle Masszahlen berechnet werden, die zusammen mit dem Gini-Koeffizienten ein recht vollständiges Gesamtbild der Situation liefern. Für diesen Zweck eignet sich der von Handcock und Morris (1999) beschriebene „median relative polarization index“ (MRP) sowie der „upper relative polarization index“ (URP) und der „lower polarization index“ (LRP). Der MRP ist definiert als die mittlere absolute Abweichung vom Median für eine „median-zentrierte“<sup>10</sup> relative Verteilung, skaliert auf

---

<sup>10</sup>Die Mediane der Referenzverteilung und der Vergleichsverteilung werden auf denselben Wert geschoben (location shift).

den Wertebereich von  $-1$  bis  $1$ . Durch die Skalierung bedeutet ein Wert von  $0$ , dass sich die Form der Verteilung zwischen den zwei Populationen nicht unterscheidet. Positive Werte zeigen eine Polarisierung an (Zunahme der Wahrscheinlichkeitsdichte an den Verteilungsrändern), negative Werte bedeuten eine Verschiebung der Wahrscheinlichkeitsmasse weg von den Rändern hin zum Median. Die Masszahl bildet durch die Lageverschiebung (location shift) nur Unterschiede in der Form der Verteilung ab, nicht aber Unterschiede in der Lage der Verteilungen.

Ferner ist der MRP zerlegbar an den Perzentilen. Dadurch ist es möglich, die Beiträge der einzelnen Verteilungsabschnitte zur Ungleichheit separat auszuweisen. Eine intuitive Idee ist die Zerlegung in Beiträge ober- (URP) und unterhalb (LRP) des Medians von  $g(r)$ . Abbildung 6.4 lässt sich damit in Zahlen ausdrücken:  $MRP = 0.06$ ,  $LRP = 0.07$ ,  $URP = 0.05$ . Ein Vergleich der oberen und unteren Masszahl zeigt demzufolge, dass die Polarisierung etwas stärker durch die unteren Perzentile getrieben wird. Eine Tatsache, die sich mit dem blossen Auge nicht zwingend erkennen lässt.

### 6.3. Untersuchungseinheiten

Da die reale Chance, ökonomischen Wohlstand zu erfahren, stark von der Haushalts-situation abhängt, sind zur Messung von Ungleichheit idealerweise Haushalte als Untersuchungseinheiten erwünscht (siehe Abschnitt 4.2.3). In Steuerdaten sind Haushalte nicht direkt abgebildet, da diese zu administrativen Zwecken erhoben wurden und nicht mit dem Ziel einer Ungleichheitsstudie. Stattdessen sind in Steuerdaten Individuen und verheiratete Paare dokumentiert. Verheiratete Paare müssen jedoch nicht zwingend im gleichen Haushalt leben. Häufiger noch ist der Fall, dass unverheiratete Paare in einem Haushalt zusammenleben (siehe Müller und Schoch 2014, S. 99). Aus Steuerdaten kann daher nicht direkt das Haushaltseinkommen abgelesen werden, was erwarten lässt, dass hieraus berechnete Ungleichheitsmasse verzerrt sind. Auch die Bestimmung von Trends ist in diesem Zusammenhang problematisch, da die der Verzerrung primär zugrundeliegende Variable (Verheiratetenquote/Kohabitationsquote) im letzten Jahrhundert selbst einem recht kontinuierlichen Trend gefolgt ist.

Um den Nutzen von Steuerdaten für die Ungleichheitsanalyse auszuloten ist es nun wichtig, zu bestimmen, wie stark das falsche Haushaltskonzept errechnete Masszahlen

verzerrt. Kantonale Steuerdaten des Steueramts Bern<sup>11</sup> eignen sich genau für diesen Zweck. Die Daten beinhalten erfreulicherweise Haushalts-IDs, die aus Personenregisterdaten zugeordnet wurden. Diese Registerharmonisierung wurde erst in jüngster Zeit begonnen, daher liegen die Haushaltsinformationen in den Berner Daten nur für das Jahr 2012 vor. Exemplarisch kann aber für diesen Zeitpunkt differenziert werden, wie sich Ungleichheitsmasse ändern, wenn reale Haushalte (und deren gemeinsames steuerbares Einkommen) statt fiskalische Haushalte als Untersuchungseinheit zugrunde gelegt werden.

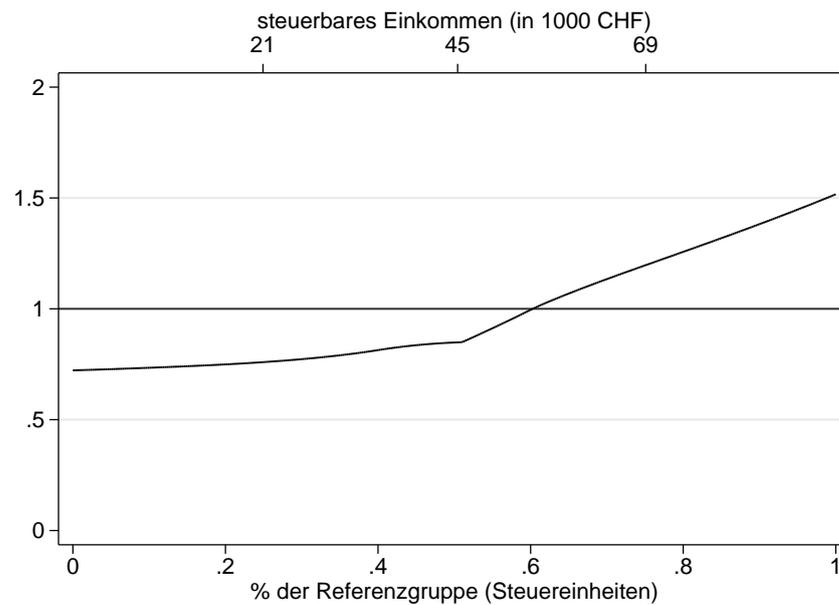
Der Vergleich zeigt eine beträchtlich höhere Ungleichheit (Gini=0.45) zwischen Steuereinheiten (fiskalische Haushalte) als zwischen realen Haushalten (Gini=0.39). Die plausibelste Erklärung hierfür sind zahlreiche fiskalische Singles, die eigentlich das Einkommen mit ihrem Partner teilen (Kohabitation mit einem Hauptverdiener). Fiskalisch tauchen die unverheirateten Partner von Alleinverdienern mit einem steuerbaren Einkommen von 0 auf, erleiden aber dadurch keinen ökonomischen Missstand. Durch Gruppierung der Daten nach Haushalts-ID schrumpft der Anteil der Personen, die alleine leben, von 62,3% auf 37,7%. Die relative Verteilung in Abbildung 6.5 veranschaulicht dieses Ergebnis: in der haushaltsbasierten Verteilung sind niedrige Einkommen unterrepräsentiert im Vergleich zur Einkommensverteilung von Steuereinheiten. Die grössere Wahrscheinlichkeitsmasse liegt im oberen Teil der Verteilung.

Dieser Mechanismus ist vermutlich recht gut für die ganze Schweiz verallgemeinerbar. Für den letzten verfügbaren Zeitpunkt (2011) ist ein ähnlicher Anteil Alleinstehender (62,1%) für die ganze Schweiz dokumentiert. Daraus lässt sich nun schliessen, dass Ungleichheitsmasse, die aus den aggregierten ESTV-Daten berechnet wurden, nach oben verzerrt sind. Ferner ist zu vermuten, dass für Perioden, in denen die Ehe der vorherrschende Familienentwurf war, die Verzerrung kleiner ausfällt, da die Überlappung zwischen fiskalischem und realem Haushalt grösser war. Für die letzten Jahrzehnte sollte die Verzerrung nach oben demnach angewachsen sein.

---

<sup>11</sup>Die kantonalen Steuerdaten aus Bern wurden, neben Daten anderer Kantone, im Zuge des SNF-Projekts „Ungleichheit der Einkommen und Vermögen in der Schweiz 1970 bis 2010“ erhoben. Diesem Projekt entspringt auch die vorliegende Arbeit. Mehr zur Erhebung und Verfügbarkeit kantonaler Steuerdaten steht in Kapitel 8.

Abbildung 6.5.: Relative Verteilung zwischen Haushalten und Steuereinheiten (Bern)



Quellen: Individualdaten des Kanton Bern

## 6.4. Repräsentativität und Validität

Umfragedaten laufen rein konzeptionell Gefahr, durch Antwortausfälle nicht repräsentativ zu sein oder durch falsche Angaben (z.B. soziale Erwünschtheit) nicht valide zu sein. Diese Bedenken bestehen weit weniger für Steuerdaten. Jeder Schweizer Bürger über 18 (bzw. 20 vor 1996) wird jährlich veranlagt (bzw. alle zwei Jahre vor Umstellung des Steuersystems). In der Theorie liegt durch diesen Prozess eine Vollerhebung der Schweizer Erwachsenenbevölkerung vor und damit eine vollständige Einkommensverteilung. In der Praxis trifft dies jedoch nicht 100%ig zu. Manche Subpopulationen sind in Steuerdaten für manche Perioden nicht oder unterschiedlich dokumentiert, was zu Ausfällen führt. Zum einen unterscheiden Bundessteuerdaten zwischen sogenannten Normal- und Sonderfällen. Normalfälle umfassen den Grossteil der Steuerzahler. Diese haben einen Wohnsitz in der Schweiz, erwirtschaften keine Einkommen ausserhalb der Schweiz und sind ganzjährig steuerpflichtig. Sonderfälle sind jene, die davon abweichen (z.B. unterjährige Besteuerung, (zusätzliches) Einkommen aus dem Ausland). Zum anderen unterscheidet die ESTV zwischen Steuereinheiten, die tatsächlich Steuern bezahlen und jenen, die Einkommen unterhalb der Besteuerungsgrenze erzielen („Nicht-Besteuerte“).

Am besten dokumentiert sind Normalfälle ohne Nicht-Besteuerte. Informationen über Sonderfälle und Nicht-Besteuerte wurden nicht in jeder Periode berichtet.

Eine weitere Abweichung von der theoretisch idealen Repräsentativität ergibt sich durch fehlende Einkommensangaben. Dies ist sowohl für hohe als auch niedrige Einkommen ein Problem. Sozialhilfe, die von Steuereinheiten mit niedrigen Einkommen bezogen wird, ist nicht in den Steuerdaten enthalten, da diese in der Schweiz nicht besteuert wird. Für 2011 etwa betrifft dies 236133 Personen<sup>12</sup>. Hohe Einkommen sind vermutlich ebenfalls unvollständig berichtet, da mit zunehmendem Einkommen ein Anreiz zur Steuerhinterziehung besteht. Personen, die keine Steuererklärung ausfüllen, sind dagegen eher unproblematisch. Diese tauchen mit einem aus früheren Steuerformularen und Angaben des Arbeitgebers geschätzten Einkommen trotzdem in der Steuerstatistik auf, solange sie in der Schweiz gemeldet sind. Nur nicht registrierte Personen, die keine Steuererklärung abgeben, sind nicht dokumentiert. Schwerwiegender sind jedoch falsch berichtete Einkommen. Feld und Frey (2006) berechneten die Differenz in Primäreinkommen zwischen Zahlen der volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung und Zahlen der Steuerbehörden. Die Autoren konnten zeigen, dass das durchschnittliche Niveau der Steuerhinterziehung in der Schweiz von 1965 bis 1995 zwischen 13% und 35% variierte und vor allem durch Hinterziehung von Kapitaleinkommen getrieben ist.

Bezüglich der hier verfügbaren Steuerdaten gibt es drei potentielle Probleme mit der Repräsentativität, deren Einfluss auf die Ungleichheitsmessung aus den Daten bestimmt werden kann. Erstens, können die Einkommensverteilungen aus Steuer- und Umfragedaten verglichen werden, um zu sehen, ob Steuerdaten die Einkommensextreme besser abdecken (6.4.1). Zweitens, lässt sich bestimmen, wie sich Ungleichheitsmasse ändern, wenn Sonderfälle ein- oder ausgeschlossen werden (6.4.2). Drittens, kann quantifiziert werden, wie stark sich Nicht-Besteuerte auf die berechneten Masszahlen auswirken (6.4.3).

#### **6.4.1. Bessere Abdeckung mit Steuerdaten als mit Umfragedaten**

Es wird allgemein angenommen, dass Steuerdaten die Randbereiche der Einkommensverteilung besser abdecken als Umfragedaten, da letztere anfällig für Stichprobenverzerrungen sind. Um diese Hypothese zu prüfen, werden zwei Vergleiche zwischen Steu-

---

<sup>12</sup><http://www.bfs.admin.ch/bfs/portal/de/index/infothek/lexikon/lex/0.topic.1.html> (13.4.3 Sozialhilfe und Asylwesen)

erdaten und der Haushaltsbudgeterhebung (HABE) angestellt. Die HABE eignet sich besonders für diesen Vergleich, da sie häufig für Publikationen der ESTV herangezogen wird (ESTV, 2014). Zudem sind die Einkommen in der HABE sehr detailliert erhoben. Durch die Detailgenauigkeit lassen sich einfacher Einkommensmasse finden oder konstruieren, die den Massen in Steuerdaten entsprechen oder nahe kommen. Ein erfolgreicher Vergleich erfordert es, alle anderen Unterschiede zwischen den beiden Datenquellen zu eliminieren. Die Unterschiede sind zum einen verschiedene Einkommensdefinitionen und zum anderen der Umstand, dass Umfragedaten von realen Haushalten ausgehen und Steuerdaten von fiskalischen Haushalten. Da ein perfekter Vergleich mit den vorliegenden Daten nicht möglich ist, werden im Folgenden die zwei besten alternativen Strategien verfolgt:

1. Vergleich auf bundesweiter Ebene für das Jahr 2011 anhand der ESTV-Kennzahlen und der Haushaltsbudgeterhebung (HABE): Um die abweichenden Haushaltskonzeptionen in den Griff zu kriegen, werden nur Verheiratete betrachtet. Für diese sollte es eine relativ grosse Übereinstimmung zwischen realem und fiskalischem Haushalt geben. Weiter wird aus den HABE-Daten ein Pseudo-Reineinkommen konstruiert, das vergleichbar zum Reineinkommen der ESTV-Daten ist. Dazu werden vom Total der Einkommen (Lohn, Vermögenseinkünfte und erhaltene Sozialtransfers) Sozialversicherungsbeiträge und Transfers an andere Haushalte abgezogen. Einige Unterschiede lassen sich jedoch nicht beheben. Diese stammen von Abzugsmöglichkeiten, die in den HABE-Daten nicht abgebildet sind. Laut Peters (2005) reduzieren Abzüge das steuerbare Einkommen durchschnittlich um fast 30%. Um etwa so viel unterscheiden sich auch die (Pseudo-)Reineinkommen der ESTV und HABE-Daten. Unter der Annahme, dass Abzüge für alle Steuereinheiten proportional zum Einkommen sind, lässt sich zumindest die Form der beiden Verteilungen vergleichen. Hierzu wird die Verteilung der ESTV-Daten durch den „log of mean location shift“ skaliert. Für einen fairen Vergleich werden Stichprobengewichte der HABE-Daten berücksichtigt<sup>13</sup>.
2. Vergleich zwischen Steuerdaten und HABE-Daten nur für Bern: Mit Hilfe der Individualdaten des Berner Steueramts lassen sich erfreulicherweise sowohl reale als auch fiskalische Haushalte (Steuereinheiten) zugleich beobachten. Dadurch kann

---

<sup>13</sup>Laut Datenbeschrieb führt die Verwendung der Gewichte zu einer repräsentativen Verteilung. In den folgenden Analysen zeigt sich jedoch, dass die Verwendung keinerlei Bedeutung für die Reduktion des Mittelschichtbias hat.

das Problem verschiedener Untersuchungseinheiten isoliert betrachtet werden. Um die Vergleichbarkeit zwischen Steuer- und HABE-Daten noch zu verbessern, werden für die Steuerdaten Haushalte mit mehr als sieben Personen ausgeschlossen. Dies entspricht dem Wert des grössten Berner Haushalts in den HABE-Daten. Der Grund hierfür ist, dass die HABE Erhebung Kollektivhaushalte (z.B. Wohnheime) per Definition ausschliesst, diese in den Steuerdaten jedoch enthalten sind. Verglichen werden nun die Verteilungen der Primäreinkommen, um (a) keine Unterschiede durch Abzüge zu haben wie in den ESTV-Daten, und um (b) eine potentielle Verzerrung durch fehlende Informationen zu erhaltener Sozialhilfe zu vermeiden<sup>14</sup>. Die Strategie hat zwei Nachteile: Zum einen beruht der Vergleich nur auf Bern und nicht auf der gesamten Schweiz. Zum anderen reichen die HABE-Daten nur bis 2011. Haushaltsinformationen für Bern dagegen existieren nur für 2012. Allerdings bestehen keine grossen Unterschiede zwischen den Berner Steuerdaten 2011 und 2012, so dass ein Vergleich über ein Jahr Zeitdifferenz trotzdem sinnvoll ist.

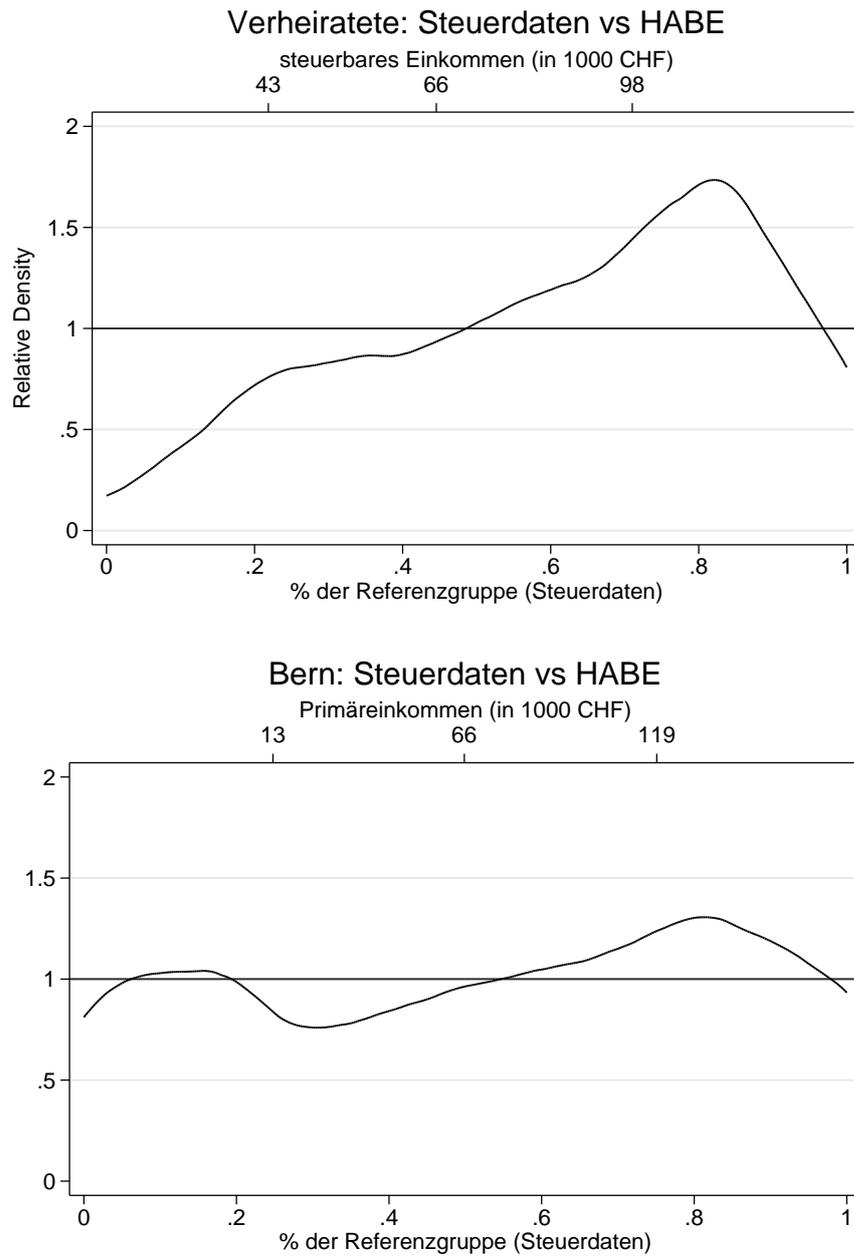
Abbildung 6.6 zeigt die Ergebnisse der Vergleiche mittels relativer Verteilungen. Die Steuerdaten dienen dabei als Referenzverteilung. Die Verteilungen überlappen nicht, wie sie sollten. Die Abweichungen stammen vor allem aus einem „oberen Mittelschichtbias“ innerhalb der HABE-Daten. Für den Vergleich der Verheirateten aus ESTV-Daten sieht die Verzerrung grösser aus als für den Vergleich innerhalb der Berner Daten. Vermutlich wirkt hier ein zweiter Mechanismus: Fehlende Sozialhilfeangaben dünnen den unteren Teil der Steuerdatenverteilung aus. In beiden Vergleichen zeigt sich, dass die Extreme (sehr reich und sehr arm) besser durch Steuerdaten als durch Umfragedaten abbildbar werden. Für die Bestimmung von Ungleichheitsmassen bedeutet das: Eine Überrepräsentation der oberen Mittelschicht und eine fehlende Masse an den Verteilungsextremen führt ceteris paribus zu einer Unterschätzung der Ungleichheit in den HABE-Daten. Der Gini-Koeffizient ist für Berner Steuerdaten 0.06 Punkte höher als für die Berner Umfragedaten (HABE). Die Differenz der Gini-Koeffizienten für die Verheirateten (ESTV vs. HABE-Daten) beträgt 0.19 Punkte<sup>15</sup>. Um diese Unterschiede bezüglich ihrer Tragweite einzuordnen: Die Differenz der Gini-Koeffizienten zwischen Schweden als Referenz für eine starke Umverteilung und Deutschland als „typischer Repräsentant“ eines EU-Landes beträgt nur etwa 0.035 Punkte (EU-SILC, verfügbares Äquivalenzeinkommen).

---

<sup>14</sup>Sozialhilfe ist Bestandteil des Einkommens in den HABE-Daten, nicht jedoch in den Steuerdaten.

<sup>15</sup>Die 0.19 Punkte setzen sich wie beschrieben aus zwei Quellen zusammen: Dem „oberen Mittelschichtbias“ und den fehlenden Angaben zur Sozialhilfe. Die 0.06 Differenz aus dem Vergleich Berner Daten

Abbildung 6.6.: Relative Verteilungen zwischen Survey- und Steuerdaten



Quellen: Aggregierte ESTV-Daten und Kennzahlen der ESTV, Individualdaten des Kanton Bern und Haushaltsbudgeterhebung (HABE) 2012

---

liegt daher vermutlich näher am gesuchten Parameter, v.a. da Bern als grosser Kanton ein passabler Proxy für die Schweiz ist

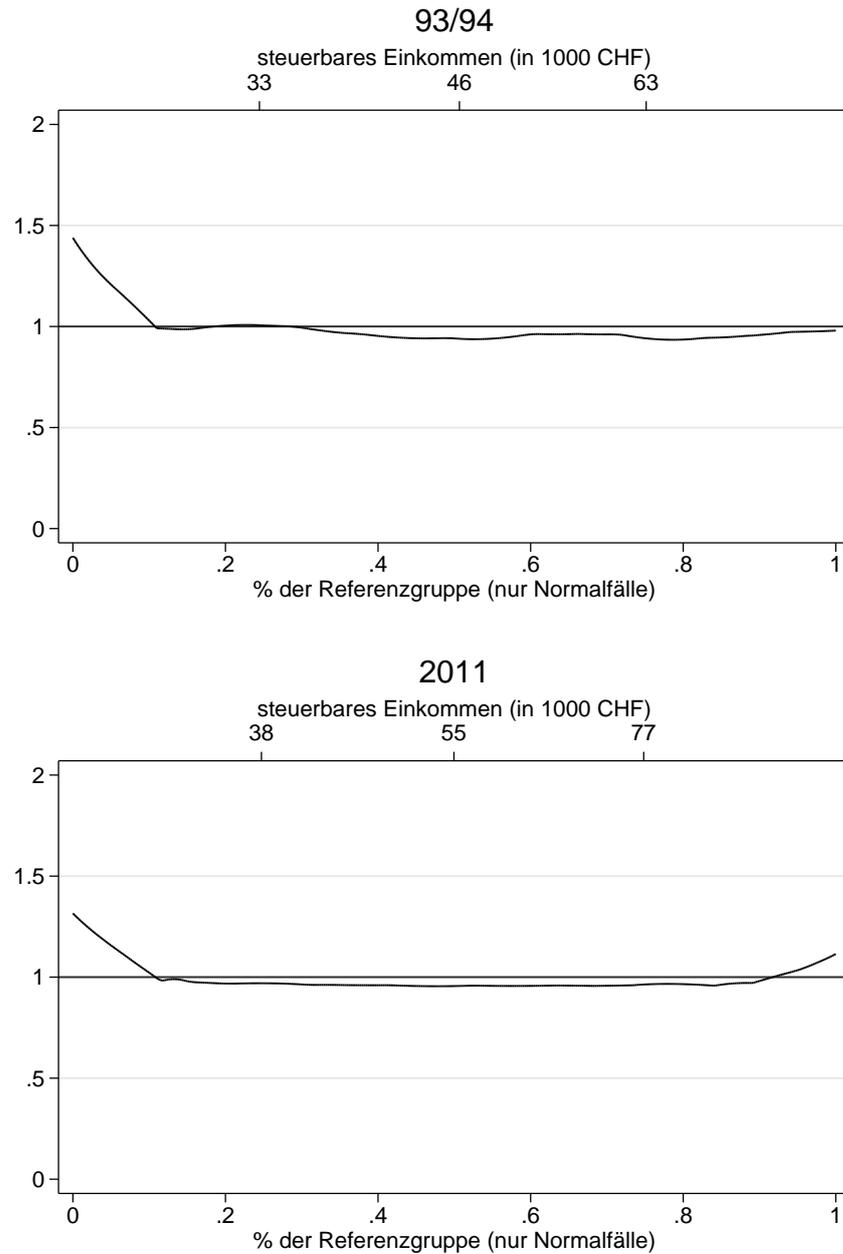
## 6.4.2. Der Einfluss von Sonderfällen

Wie bereits in 6.4 erwähnt, unterscheidet die ESTV sogenannte Normal- und Sonderfälle. Je nach Datensatz (aggregierte ESTV-Daten oder ESTV-Kennzahlen) und Periode sind diese Sonderfälle in den Daten und Berechnungen enthalten oder nicht. Um zu wissen, ob und wie stark Sonderfälle die Berechnung von Ungleichheitsmassen beeinflussen, lassen sich wieder die jeweiligen Verteilungen der Einkommen miteinander vergleichen. Die ESTV hat leider nach 1993/94 aufgehört, Daten über Sonderfälle zu veröffentlichen. Der letztmögliche Zeitpunkt für einen direkten Vergleich liegt daher schon lange zurück. Die ESTV-Kennzahlen beinhalten jedoch – im Vergleich zu den aggregierten ESTV-Daten – grundsätzlich Sonderfälle. Auf diesem Umweg ist ein zweiter Vergleich auch für 2011 möglich. Abbildung 6.7 zeigt die relativen Verteilungen zwischen Normalfällen (Referenz) und allen Fällen (Normal- und Sonderfälle gepoolt), einmal für 1993/94 und einmal für 2011.

1993/94 zeigt sich für den gepoolten Datensatz eine leicht höhere Dichte am unteren Ende der Verteilung, weniger Dichte in der Mitte und etwa dieselbe Dichte für extrem hohe Werte. Daraus lässt sich schlussfolgern, dass Sonderfälle häufiger über ein niedriges Einkommen verfügen als Normalfälle. Da Sonderfälle eine recht gemischte Gruppe sind, kann über den genauen Mechanismus nur spekuliert werden. Im Wesentlichen sind Sonderfälle Pauschalisierte (besteuert nach Aufwand) oder Steuereinheiten mit Auslandseinkommen. Mögliche Erklärungen wären Teilgruppen von Migranten die sich im unteren Bereich konzentrieren, gering verdienende Künstler (diese sind pauschalbesteuert) oder Steuereinheiten, die wegen Wegzugs ins Ausland unterjährig besteuert werden, im Ausland dann aber ein niedrigeres Einkommen erzielen. Die Situation wird etwas klarer wenn die Relation der beiden Verteilungen für 2011 betrachtet wird (Abbildung 6.7 unten). Das Bild ist ähnlich aber deutlicher ausgeprägt: Sonderfälle sind häufiger in den unteren Perzentilen, gleichzeitig gibt es 2011 jedoch auch eine Verdichtung von Sonderfällen in den obersten Perzentilen. Die Veränderung von 1993/94 zu 2011 lässt vermuten, dass wohlhabendere Schweizer mittlerweile häufiger Zusatzeinkünfte aus dem Ausland haben und/oder reiche Ausländer stärker in der Schweiz vertreten sind als noch 1993/94. Alles in allem lässt sich sagen:

- Sonderfälle sind sehr selektiv.
- Die Zusammensetzung der Sonderfälle ist zeitlich nicht stabil.

Abbildung 6.7.: Relative Verteilungen zwischen Daten inklusive und Daten exklusive Sonderfälle



Quellen: Aggregierte ESTV-Daten und Kennzahlen der ESTV

- Obwohl die Einkommen von Sonderfällen deutlich anders verteilt sind als die Einkommen von Normalfällen, fallen sie aufgrund des geringen Anteils an der Gesamtpopulation nicht zu stark ins Gewicht.

- Für jene Sonderfälle, die ihren Wohnsitz im Ausland haben, ist unklar, ob sie konzeptionell überhaupt berücksichtigt werden sollten.
- Im Zweifel ist es sinnvoll, Berechnungen einmal mit und einmal ohne Sonderfälle durchzuführen.

### 6.4.3. Der Einfluss von Nicht-Besteuerten

Seit 1995/96 berichtet die ESTV auch Informationen über Nicht-Besteuerte. Vor dieser Steuerperiode ist diese Zahl leider nicht dokumentiert. Für die Perioden 1995/96 bis 2011 lässt sich jedoch der Einfluss der Nicht-Besteuerten auf die Bemessung der Ungleichheitsmasse bestimmen.

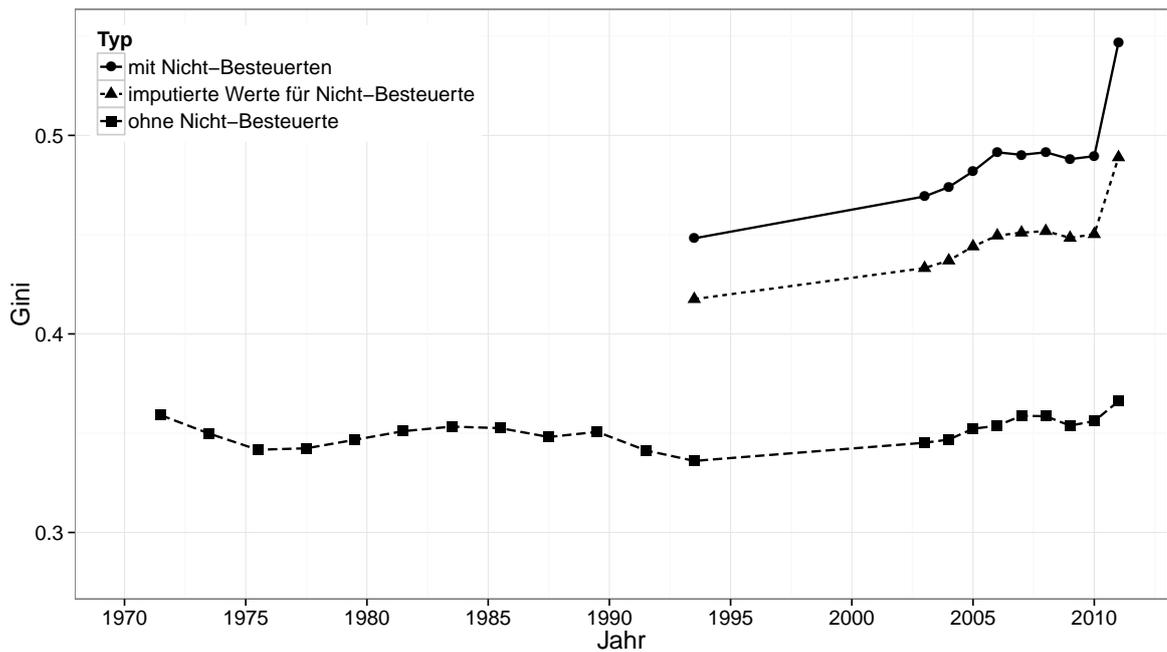
Abbildung 6.8 zeigt drei Gini Reihen: werden Nicht-Besteuerte ausgelassen, fallen Gini-Koeffizienten wenig überraschend deutlich niedriger aus. Die Annahme dagegen, dass das steuerbare Einkommen von Nicht-Besteuerten gleich 0 ist, überschätzt den Gini-Koeffizienten. Die tatsächlichen Einkommenswerte dieser Fälle liegen irgendwo zwischen 0 und der Besteuerungsgrenze. Für die dritte Gini Reihe wurde daher (exemplarisch) für jede nicht-besteuerte Person angenommen, dass sie mittig zwischen 0 und der Besteuerungsgrenze liegt. Hierfür wurde für die unbesteuerte Gruppe 0.5 mal die Besteuerungsgrenze des jeweiligen Jahres (singular) imputiert<sup>16</sup>. Gini-Koeffizienten auf dieser Basis werden etwas moderater ausgewiesen.

Betrachtet man die Situation 2011 genauer, zeigt sich ein weiteres Problem bei der Verwendung der aggregierten ESTV-Daten. Laut den Daten ist der Gini-Koeffizient von 2010 auf 2011 stark gestiegen. Eine Teilerklärung ist zwar die zunehmend ungleiche Verteilung von Einkommen, darüber hinaus gab es 2011 jedoch Änderungen im Steuersystem<sup>17</sup>. Ein Blick auf die Zahl der Besteuerten offenbart, dass viele Steuereinheiten am unteren Ende der Verteilung aufgrund höherer Abzüge nicht mehr dokumentiert werden. 2010 fielen 906.500 (20.7%) Normalfälle unter die Besteuerungsgrenze, 2011 kamen mehr

<sup>16</sup>Es gibt zwei Besteuerungsgrenzen, eine für Singles und eine für Verheiratete. Verheiratete unterhalb der Besteuerungsgrenze für Verheiratete sind rar, daher sollte die Besteuerungsgrenze für Singles als grobe Approximation ausreichen. Die Besteuerungsgrenze hat sich 2003 von 14.900 CHF auf 16.100 CHF und 2011 auf 17.700 CHF erhöht. Diese Anpassungen wurden in den Berechnungen berücksichtigt.

<sup>17</sup>Höhere Ansätze für den Abzug von Versicherungsprämien, Zweitverdienerabzug, Kinder- und unterstützte Personen sowie den Verheiratetenabzug.

Abbildung 6.8.: Ungleichheitstrends mit und ohne Nicht-Besteuerte



Quelle: Aggregierte ESTV-Daten, eigene Berechnungen, siehe Tabelle 6.4

als 350.000 Fälle hinzu und die Zahl erhöhte sich auf 1.257.075 (28.5% aller Steuereinheiten). Der Zuwachs erklärt sich durch die angehobene Besteuerungsgrenze und die erhöhten Abzüge und führt insgesamt zu einem künstlich erhöhten Gini-Koeffizienten.

Für frühe Beobachtungszeitpunkte ist die Verzerrung durch Nicht-Besteuerte sogar schlimmer. Zwar werden die Anteile der von der Steuer ausgenommenen Personen vor 1995/96 nicht berichtet, jedoch lassen sich die Anteile als Differenz zwischen der Wohnbevölkerung über 20 und der dokumentierten Zahl Steuerter errechnen. Dell, Piketty und Saez (2007) konnten auf diesem Weg zeigen, dass die Abdeckung umso schlechter ist, je weiter die beobachtete Periode zurück liegt. Die Spannbreite der Abdeckung reicht von 94% (1993/94) bis 13,7% (1933). Für Analysen zur Ungleichheit sind frühe Perioden daher eher unbrauchbar. Für die vorliegende Arbeit wurde aus diesem Grund auf die Analyse von Daten vor 1945 verzichtet. Für den späteren Zeitraum liegt die Abdeckungsquote zumindest über 50%. Generell ist zu erwarten, dass es sich bei nicht erfassten Fällen tendenziell um Einkommen an den Rändern der Verteilung handelt: sehr kleine Einkommen sind steuerlich nicht bedeutend und werden nicht dokumentiert, sehr hohe Einkommen stiften einen grösseren Anreiz zu falschen Angaben. Es ist daher zu vermuten, dass be-

rechnete Ungleichheitsmasse für frühe Perioden die wahre Situation (mitunter stark) unterschätzen.

## **6.5. Tabellen**

Tabelle 6.2.: Ungleichheitstrends für unterschiedliche Einkommensdefinitionen

| Jahr    | steuerbares<br>Einkommen | Reineinkom-<br>men | steuerbares Einkommen<br>nach Bundessteuer |
|---------|--------------------------|--------------------|--|
| 1917    | 0.341                    |                    | 0.333                                      |
| 1921    | 0.298                    |                    |  |
| 1940    | 0.373                    |                    | 0.369                                      |
| 1943/44 | 0.322                    |                    | 0.337                                      |
| 1945/46 | 0.367                    |                    | 0.360                                      |
| 1947    | 0.336                    |                    | 0.327                                      |
| 1948    | 0.322                    |                    | 0.312                                      |
| 1949/50 | 0.309                    |                    | 0.300                                      |
| 1951/52 | 0.317                    |                    | 0.307                                      |
| 1953/54 | 0.326                    |                    | 0.316                                      |
| 1955/56 | 0.337                    |                    | 0.327                                      |
| 1957/58 | 0.333                    |                    | 0.325                                      |
| 1959/60 | 0.343                    |                    | 0.335                                      |
| 1961/62 | 0.355                    |                    | 0.346                                      |
| 1963/64 | 0.358                    |                    | 0.349                                      |
| 1965/66 | 0.356                    |                    | 0.347                                      |
| 1967/68 | 0.356                    |                    | 0.347                                      |
| 1969/70 | 0.348                    |                    | 0.337                                      |
| 1971/72 | 0.359                    |                    | 0.347                                      |
| 1973/74 | 0.350                    |                    | 0.337                                      |
| 1975/76 | 0.342                    |                    | 0.330                                      |
| 1977/78 | 0.342                    |                    | 0.330                                      |
| 1979/80 | 0.347                    |                    | 0.334                                      |
| 1981/82 | 0.351                    | 0.325              | 0.338                                      |
| 1983/84 | 0.353                    | 0.327              | 0.340                                      |
| 1985/86 | 0.353                    | 0.335              | 0.339                                      |
| 1987/88 | 0.348                    | 0.338              | 0.335                                      |
| 1989/90 | 0.351                    | 0.340              | 0.338                                      |
| 1991/92 | 0.341                    | 0.331              | 0.329                                      |
| 1993/94 | 0.336                    | 0.326              | 0.324                                      |
| 2003    | 0.345                    | 0.334              | 0.333                                      |
| 2004    | 0.347                    | 0.336              | 0.334                                      |
| 2005    | 0.352                    | 0.342              | 0.339                                      |
| 2006    | 0.354                    | 0.342              | 0.341                                      |
| 2007    | 0.359                    | 0.347              | 0.346                                      |
| 2008    | 0.359                    | 0.346              | 0.345                                      |
| 2009    | 0.354                    | 0.342              | 0.341                                      |
| 2010    | 0.356                    | 0.344              | 0.343                                      |
| 2011    | 0.366                    | 0.365              | 0.353                                      |

Quelle: Aggregierte ESTV Daten, eigene Berechnungen

Tabelle 6.3.: Ungleichheitstrends mit und ohne Äquivalenzskalierung (Gini-Koeffizienten)

| Jahr    | stb.<br>Einkommen | stb.<br>Einkommen<br>(skaliert) | nur<br>Besteuerte | skaliert, nur<br>Besteuerte |
|---------|-------------------|---------------------------------|-------------------|-----------------------------|
| 1971/72 | 0.377             | 0.388                           |                   |                             |
| 1973/74 | 0.370             | 0.373                           |                   |                             |
| 1975/76 | 0.364             | 0.365                           |                   |                             |
| 1977/78 | 0.366             | 0.366                           |                   |                             |
| 1979/80 | 0.373             | 0.372                           |                   |                             |
| 1981/82 | 0.378             | 0.379                           |                   |                             |
| 1983/84 | 0.380             | 0.382                           |                   |                             |
| 1987/88 | 0.376             | 0.380                           |                   |                             |
| 1989/90 | 0.378             | 0.381                           |                   |                             |
| 1991/92 | 0.371             | 0.376                           |                   |                             |
| 1993/94 | 0.369             | 0.375                           | 0.461             | 0.466                       |
| 2003    | 0.368             | 0.369                           | 0.470             | 0.471                       |
| 2004    | 0.374             | 0.375                           | 0.473             | 0.473                       |
| 2005    | 0.378             | 0.379                           | 0.478             | 0.479                       |
| 2006    | 0.383             | 0.384                           | 0.485             | 0.486                       |
| 2007    | 0.393             | 0.395                           | 0.491             | 0.493                       |
| 2008    | 0.393             | 0.397                           | 0.492             | 0.495                       |
| 2009    | 0.389             | 0.394                           | 0.490             | 0.494                       |
| 2010    | 0.392             | 0.396                           | 0.493             | 0.496                       |
| 2011    | 0.408             | 0.403                           | 0.501             | 0.505                       |

Quelle: ESTV Kennzahlen

Tabelle 6.4.: Ungleichheitstrends mit und ohne Nicht-Besteuerte (Gini-Koeffizienten)

| Jahr    | mit Nicht-<br>Besteuerten | imputiert | ohne<br>Nicht-Besteuerte |
|---------|---------------------------|-----------|--------------------------|
| 1917    |                           |           | 0.341                    |
| 1921    |                           |           | 0.298                    |
| 1940    |                           |           | 0.373                    |
| 1943/44 |                           |           | 0.322                    |
| 1945/46 |                           |           | 0.367                    |
| 1947    |                           |           | 0.336                    |
| 1948    |                           |           | 0.322                    |
| 1949/50 |                           |           | 0.309                    |
| 1951/52 |                           |           | 0.317                    |
| 1953/54 |                           |           | 0.326                    |
| 1955/56 |                           |           | 0.337                    |
| 1957/58 |                           |           | 0.333                    |
| 1959/60 |                           |           | 0.343                    |
| 1961/62 |                           |           | 0.355                    |
| 1963/64 |                           |           | 0.358                    |
| 1965/66 |                           |           | 0.356                    |
| 1967/68 |                           |           | 0.356                    |
| 1969/70 |                           |           | 0.348                    |
| 1971/72 |                           |           | 0.359                    |
| 1973/74 |                           |           | 0.350                    |
| 1975/76 |                           |           | 0.342                    |
| 1977/78 |                           |           | 0.342                    |
| 1979/80 |                           |           | 0.347                    |
| 1981/82 |                           |           | 0.351                    |
| 1983/84 |                           |           | 0.353                    |
| 1985/86 |                           |           | 0.353                    |
| 1987/88 |                           |           | 0.348                    |
| 1989/90 |                           |           | 0.351                    |
| 1991/92 |                           |           | 0.341                    |
| 1993/94 | 0.448                     | 0.418     | 0.336                    |
| 2003    | 0.469                     | 0.433     | 0.345                    |
| 2004    | 0.474                     | 0.437     | 0.347                    |
| 2005    | 0.482                     | 0.444     | 0.352                    |
| 2006    | 0.491                     | 0.450     | 0.354                    |
| 2007    | 0.490                     | 0.451     | 0.359                    |
| 2008    | 0.491                     | 0.452     | 0.359                    |
| 2009    | 0.488                     | 0.448     | 0.354                    |
| 2010    | 0.490                     | 0.450     | 0.356                    |
| 2011    | 0.547                     | 0.489     | 0.366                    |

Quelle: Aggregierte ESTV Daten, eigene Berechnungen

## 7. Fazit zu Teil II

Die vorangegangenen Kapitel haben systematisch die Brauchbarkeit von Bundessteuerdaten bezüglich verschiedener Dimensionen geprüft. Zunächst wurde skizziert, unter welchen Umständen die Messung von Ungleichheit idealerweise erfolgen sollte, indem theoretische Konzepte zur Definition von ökonomischen Ressourcen, Ungleichheitsmassen, Untersuchungseinheiten und Repräsentativität beschrieben wurden. Im Abgleich mit dem theoretischen Ideal wurden die Vor- und Nachteile von Steuerdaten (v.a. der aggregierten Schweizer Bundessteuerdaten der ESTV) für die Ungleichheitsforschung ausgelotet. Es lässt sich sagen, dass Steuerdaten gewinnbringend für die Ungleichheitsforschung, gleichzeitig aber enorm problembehaftet sind. Abschliessend erfolgt daher ein Überblick über die Tragweite einzelner methodischer Entscheidungen, die ein Forscher im Analyseprozess zu treffen hat. Der Überblick als ein provisorischer Praxisleitfaden für die Arbeit mit (Schweizer) Steuerdaten verstanden werden und wird für die Analysen kantonaler Steuerdaten in den folgenden Kapiteln wo möglich und nötig herangezogen.

Drei wichtige Einschränkungen sind bezüglich Schweizer Bundessteuerdaten festzuhalten. Erstens liegen keine Informationen zu Ausgaben vor. Demgegenüber steht das – hier nicht erreichbare – Ideal, Ungleichheit über die Grössen Einkommen, Vermögen und Ausgaben zu triangulieren. Die verfügbaren Informationen über Einkommen und Vermögen existieren zudem aufgrund ihrer aggregierten Form nur nebeneinander und lassen sich nicht unmittelbar miteinander verknüpfen. Eine Zerlegung der Ungleichheit in einzelne Vermögens- und Einkommenskomponenten (z.B. separate Beiträge von Erwerbsarbeit und Vermögenseinkünften auf die Ungleichheit zu ermitteln) ist mit Bundessteuerdaten daher nicht möglich. Bei den Analysen der kantonalen Daten in den folgenden Kapiteln lässt sich diese Einschränkung allerdings aufheben, da hier Daten zu diversen Einkommens- und Vermögensziffern der Steuererklärung auf Individualebene vorliegen. Die zweite wichtige Einschränkung ist das Einkommensmass. Bei den Ziffern der Steuerdaten handelt es sich stets um administrative Grössen, die wichtig für die Abwicklung der

Steuerveranlagung sind (Reineinkommen, steuerbares Einkommen). Für Ungleichheitsanalysen sind diese Ziffern insofern unzufriedenstellend, als dass sie weder den Zustand vor (z.B. das Total der Einkommen), noch nach Umverteilung (verfügbares Einkommen) abbilden, sondern irgendetwas dazwischen. Die Analysen der kantonalen Individualdaten im nächsten Kapitel lösen dieses Problem teilweise<sup>1</sup>. Die dritte und markanteste Einschränkung ist die fehlende Information zur Haushaltssituation. Aus Steuerdaten lassen sich einer Person lediglich der Ehepartner, steuerlich abzugsfähige Kinder und unterstützte Personen zuordnen. Dabei bleibt unbekannt, wer tatsächlich zusammen wohnt und Ressourcen teilt. Da die Formen des Zusammenlebens selbst einem starken Trend unterliegen, stellt dies ein grosses Problem bei der Quantifizierung der Ungleichheit im Zeitverlauf dar. Exemplarisch wurde das Ausmass des Problems an den Steuerdaten des Kanton Bern gezeigt, wo Informationen zu tatsächlichen Haushalten vorliegen. Die Analyse der kantonalen Individualdaten im nächsten Kapitel kann hier generell keine Abhilfe schaffen. Mit Ausnahme des Kanton Bern für das Jahr 2012 liegen keine weiterführenden Haushaltsinformationen vor<sup>2</sup>.

Diesen Nachteilen stehen allerdings auch zwei wichtige Vorteile gegenüber. Die Bundessteuerdaten bilden eine sehr lange Zeitreihe, die aus anderen Quellen nicht verfügbar ist. Trendanalysen sind daher überhaupt erst mit diesen Daten möglich. Die Individualdaten der kantonalen Steuerämter erlauben eine solche Analyse nicht, da in der Regel erst Daten nach der Umstellung auf die Gegenwartsbesteuerung (zwischen 1999 und 2003 je nach Kanton) in digitaler Form – oder überhaupt – vorliegen. Noch wichtiger: Steuerdaten sind im Vergleich zu Surveydaten nicht mit einem Mittelschichtbias behaftet. Die Analysen zu den Berner Kantonssteuerdaten haben gezeigt, dass die Verzerrung durch eine Überrepräsentation der oberen Mittelschicht massiv ist.

Erfreulich ist, dass sich einige Probleme mit Hilfe der kantonalen Daten angehen lassen, die im Zuge des SNF-Projekts erhoben wurden. Bezüglich der Ungleichheit in der Gesamtschweiz lässt sich zumindest etwas sagen, wenn man die Daten der Haushaltsbudgeterhebung um einen Faktor für den Mittelschichtbias korrigiert. Frei nach dem Motto „besser ungefähr richtig als exakt falsch“ liegt der Gini-Koeffizient der Schweiz

---

<sup>1</sup>Zum Beispiel kann nach wie vor die Sozialhilfe nicht einbezogen werden, da diese auch in kantonalen Steuerdaten nicht dokumentiert ist. Verfügbares Einkommen kann nur approximiert werden, indem vom Total der Einkommen private Transfers und das Steuertotal abgezogen werden.

<sup>2</sup>Ein generell interessanter Ansatzpunkt wäre, die individuellen Steuerdaten mit Hilfe spezifischer Informationen – etwa Geburtsdatum, Wohnort, Geburtsjahr der Kinder – mit anderen Daten zu verknüpfen, die diese Lücken füllen. Dies ist jedoch nicht Gegenstand der vorliegenden Arbeit.

etwa bei 0.28 (Gini-Koeffizient aus den HABE-Daten) plus 0.06 (Korrektur des Mittelschichtbias), also ca. bei 0.34.

Eines der gesteckten Ziele der Arbeit war, die einzelnen Fehlerquellen und Fallstricke in eine gewisse Ordnung bezüglich ihrer Wichtigkeit zu bringen. Dies ist abschliessend durchaus (relativ) systematisch möglich. Betrachtet man jeweils die Spannweite an Ergebnissen, die sich beim Drehen an verschiedenen Stellschrauben ergeben, so zeichnet sich folgendes Bild:

1. Einfluss von Nicht-Besteuerten (grösste beobachtete Differenz zwischen Gini-Koeffizienten:  $\Delta G = 0.12$ )<sup>3</sup>
2. Berichtigung des Mittelschichtbias ( $\Delta G = 0.06$ )
3. Unterschied zwischen fiskalischem und echtem Haushalt ( $\Delta G = 0.06$ )
4. Variation der Einkommensdefinition ( $\Delta G = 0.03$ )
5. Einfluss von Sonderfällen ( $\Delta G = 0.02$ )
6. Verwendung von Äquivalenzgewichtungen ( $\Delta G = 0.01$ )

Gemäss dieses Rankings stellen die Personen unterhalb der Besteuerungsgrenze das grösste Problem dar. Die Grenze selbst verschiebt sich über die Zeit durch direkte Anhebung der Grenze, aber auch durch Änderungen an steuerwirksamen Abzügen. Zudem liegen Informationen zum Anteil der nicht-besteuerten Personen erst ab der Steuerperiode 1995/96 vor. Eine Korrektur ist generell nicht trivial und nur mit (relativ arbiträren) Annahmen über die Einkommensverteilung der unbeobachteten Fälle möglich. Hier wären für die Zukunft alternative Schätzverfahren für Ungleichheitsmasse wünschenswert, die zumindest die Unsicherheit über die Masszahl einarbeiten. Den zweitgrössten Einfluss auf die Messung von Ungleichheit hat im vorliegenden Fall der Bias der Stichprobenziehung. Geringverdiener und Spitzenverdiener sind in Surveydaten unterrepräsentiert, die obere Mittelschicht ist stark überrepräsentiert. Hierdurch wird Ungleichheit in Surveydaten deutlich unterschätzt. Ebenfalls bedeutsam ist das Konzept des Haushalts. Haushalte sind in Surveydaten gut abgebildet, in Steuerdaten jedoch nur approximiert über den Ehestatus und Kinder sowie unterstützte Personen. Hierdurch überschätzen Steuerdaten

---

<sup>3</sup>Maximale Differenz zwischen Punkten der Zeitreihe mit imputierten Werten für Nicht-Besteuerte und der Zeitreihe ohne Nicht-Besteuerte (Abbildung 6.8).

die Ungleichheit. Gleichzeitig sind Trendanalysen verzerrt, da auch die Haushaltskonstellation bzw. der Ehestatus einem langfristigen Trend hin zu weniger Ehen unterliegt. Die Variation der Einkommensdefinition und die Verwendung oder Nicht-Verwendung von Äquivalenzgewichten fällt überraschend wenig ins Gewicht. Dies ist ein Indiz dafür, dass datenspezifische Probleme relevanter sind als konzeptionelle Probleme. Interessanterweise dreht sich die Diskussion innerhalb der Ungleichheitsforschung vergleichsweise stark um die Frage nach dem perfekten Einkommensmass. Die vorliegende Arbeit zeigt, dass datentechnische Probleme ein vergleichsweise grösseres Augenmerk verdienen, da deren Auswirkungen auf die Analyseergebnisse deutlich grösser sind<sup>4</sup>. Auf der anderen Seite muss erwähnt werden, dass in diesen Analysen keine Umverteilung durch Kantons- und Gemeindesteuern berücksichtigt werden konnte, so dass der Einfluss der Einkommensdefinition durchaus auch etwas höher liegen kann.

Ein letzter Punkt in diesem Kapitel ist die Frage nach der Wahl des Ungleichheitsmasses. Diese Frage lässt sich nicht in die Logik des Rankings eingliedern, es konnte aber gezeigt werden, dass verschiedene Masszahlen durchaus zu unterschiedlichen Ergebnissen kommen können. Vor allem lohnt es sich, die Analysen über einen Gini-Koeffizienten hinaus zu erweitern und auf eine Kombination aus Masszahlen zu vertrauen. Es hat sich gezeigt, dass sich die Einkommensverteilung vor allem am oberen Ende stark über die Zeit verändert hat. Der Gini-Koeffizient reagiert auf diesen Mechanismus vergleichsweise schwach, wohingegen der Theil-Index stärker darauf anspricht. Lohnenswert ist darüber hinaus die Änderungen der Verteilung in ihrer Gesamtheit zu betrachten, wie dies etwa mit der Methode relativer Verteilungen möglich ist. Im nächsten Kapitel werden relative Verteilungen umfassender verwendet.

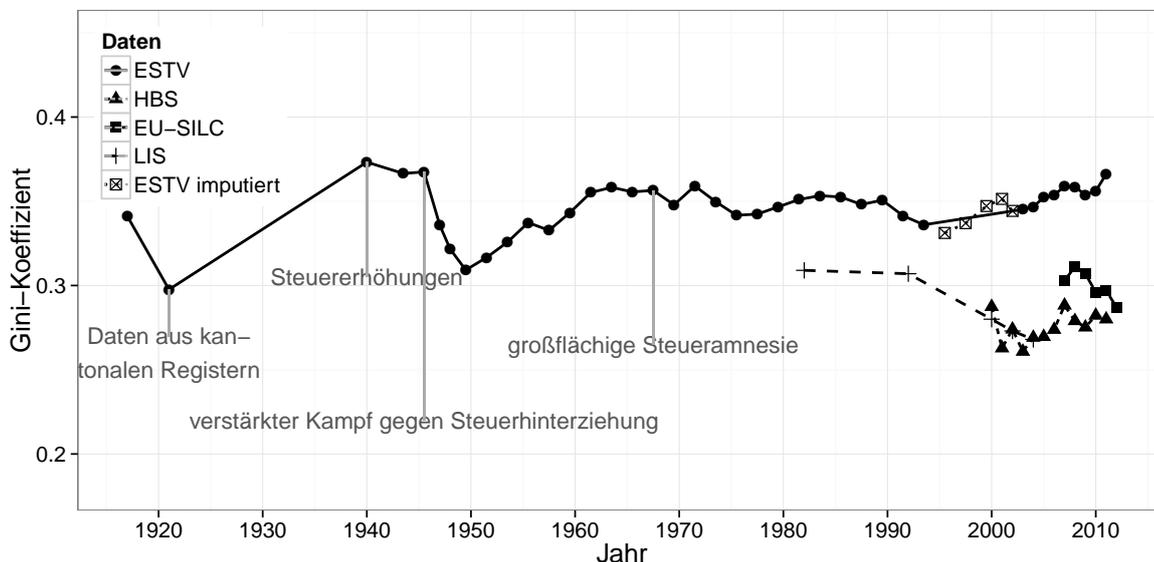
Um auf die Frage zurück zu kommen: Ist es möglich den Widerspruch bezüglich Ungleichheitstrends aufzulösen, der sich aus der Betrachtung verschiedener Datenquellen (EU-SILC, HABE, ESTV, LIS) ergibt? Abbildung 7.1 zeigt die längstmögliche Zeitreihe von Gini-Koeffizienten, die aus Bundessteuerdaten berechenbar ist. Sie zeigt die Ungleichheit der steuerbaren Einkommen von Normalfällen. Wie beschrieben führt die Verwendung von Steuerdaten in der Summe zu einer Überschätzung der Ungleichheit, die Verwendung von Surveydaten jedoch zu einer Unterschätzung. Somit spannt die ESTV-Reihe

---

<sup>4</sup>Das lässt sich zumindest auf Basis dieser Arbeit über die Schweiz sagen. Allerdings sind die meisten Gini-Koeffizienten – wie sie z.B. die Weltbank für viele Länder ausweist – aus genau diesen Gründen nicht vergleichbar: je nach Land basieren die Schätzungen auf gänzlich unterschiedlichen Datenquellen. Diese werden allzu gerne zitiert oder für Makroanalysen herangezogen, aber es wird nicht hinterfragt, wie gross die Unsicherheit hinter diesen Zahlen ist.

zusammen mit den Datenpunkten aus Surveybefragungen einen „Kanal der Wahrheit“ auf, innerhalb dessen der tatsächliche Gini-Koeffizient liegt. Was lässt sich nun über den Ungleichheitstrend in der Schweiz sagen?

Abbildung 7.1.: Entwicklung der Einkommensungleichheit für unterschiedliche Datenquellen



Quellen: Aggregierte ESTV-Daten, Luxembourg Income Study (LIS), Haushaltsbudgeterhebung (HABE), Europäische Gemeinschaftsstatistik über Einkommen und Lebensbedingungen (EU-SILC) (siehe Tabellen 5.2, 5.3 und 6.2)

Die Schätzungen von Dell, Piketty und Saez (2007) zum hohen Anteil von Nicht-Besteuerten in frühen Steuerperioden legen nahe, dass die Zeitreihe vor 1945 kaum sinnvoll zu interpretieren ist. Ab diesem Punkt verbessert sich die Datenqualität, aber auch bis 1972 liegt die Abdeckung noch bei unter 75% der über 18-jährigen Bevölkerung. Daher sollte dieser Abschnitt vorsichtig interpretiert werden. Dennoch ist in der Zeit von 1945-1070 ein sehr robuster Aufwärtstrend der Ungleichheit beobachtbar, der sich nicht ohne weiteres mit Datenmängeln wegdiskutieren lässt. Vielmehr sind hier Mechanismen des konjunkturellen Aufschwungs nach dem Zweiten Weltkrieg sichtbar, ein Muster, das europäische Staaten teilen. Eine gängige Erklärung ist, dass Bessergestellte generell stärker von einem wirtschaftlichen Aufschwung profitieren, etwa weil sie Kapitalgeber sind oder weil sie die Gunst der Stunde besser für sich nutzen können. Nach der Ölkrise 1972 gab es eine Phase wechselhafter Konjunktur und Sozialstaatsausbau. Interessant ist darüber hinaus vor allem die Phase ab 2000, da hier auch die Surveydaten als Referenzpunkte mitbetrachtet werden können. Während Steuerdaten einen Anstieg der Ungleichheit in dieser Zeit bescheinigen, legen Surveydaten das Gegenteil nahe. Aus der Analyse der ge-

samten Verteilung in Abschnitt 6.3 ist ersichtlich, dass die Ungleichheitszuwächse in den Steuerdaten insbesondere auch das obere Ende der Verteilung betreffen. Survey-Daten sind genau auf diesem Auge blind. Umgekehrt ist die ESTV-Reihe durch die falsche Haushaltsinformation nach oben verzerrt. Für den Trend nach 2000 ist den ESTV-Daten jedoch der Vorzug zu geben, da der Bias durch den Rückgang der Ehe ein sehr konstanter Trend ist, der seit vielen Jahrzehnten anhält. Die ESVT-Reihe enthält dagegen wesentlich mehr kurzfristige Schwankungen, die zeigen, dass die Reihe durchaus informativen Wert besitzt. So ist z.B. erkennbar, dass die Finanzkrise die Einkommensverteilung gestaucht hat. Abgesehen davon existiert die letzten 10-20 Jahre jedoch ein Trend hin zu mehr Ungleichheit, der nicht ohne weiteres durch Schwächen in den Daten weggeredet werden kann und sich offenbar grossteils auf ein überproportionales Wachstum der oberen Einkommen bezieht. Die Schweiz reiht sich daher in das Gesamtbild der westlichen Länder gut ein und ist gerade nicht der eingangs erwähnte, proklamierte „Sonderfall“, den die Analyse von Gornick und Jäntti (2013) mit den Daten der Luxembourg Income Study nahelegt<sup>5</sup>.

---

<sup>5</sup>Im Abgleich mit den Analysen dieses Kapitels muss die Qualität und die Brauchbarkeit der LIS Daten generell stark in Frage gestellt werden.

# **Teil III.**

## **Fallstudien**



## 8. Ausgangslage

In den vorangegangenen Kapiteln wurde eine methodische und konzeptionelle Basis für den Umgang mit Steuerdaten erarbeitet. Die Einsichten und Konzepte bieten nun einen Leitfaden um die Datenschätze, die in einigen kantonalen Steuerämtern der Schweiz gehoben wurden, auszuwerten. Die Kostbarkeit der Daten speist sich aus dem Umstand, dass es sich um Individualdaten handelt und detaillierte Informationen zur Einkommens- und Vermögenszusammensetzung vorliegen. Dem in 4.2.1 beschriebenen Ideal kommen die Daten insofern näher, als dass zumindest Einkommen und Vermögen als zwei der drei Komponenten ökonomischen Wohls auf Individualebene gemeinsam betrachtet werden können. Zudem erlauben die meisten kantonalen Steuerdaten eine Zerlegung der Einkommen in einzelne Komponenten, v.a. Erwerbsarbeit, Einkommen aus Selbstständigkeit, Einkünfte aus Wertschriften und Mieteinnahmen. Einige der beschriebenen Unzulänglichkeiten, die für die bislang verwendeten aggregierten Bundessteuerdaten galten, können mit diesen Daten behoben werden.

Im Vergleich zu den Kapiteln 4 bis 7 beschäftigen sich die folgenden Kapitel nicht so sehr mit Ungleichheitstrends, da der Zeitraum der verfügbaren kantonalen Steuerdaten sehr viel kürzer ist. Vielmehr versucht dieses Kapitel die jüngsten Entwicklungen in der Schweizer Einkommensverteilung – vor allem die Aufwertung der oberen Einkommen – eingehender zu betrachten und die Entwicklungen zu erklären.

Die theoretischen Ansätze zur Erklärung von Ungleichheit sind relativ verstreut, eine „Grand Theory“ zur Ungleichheit gibt es nicht. Diewald und Faist (2011, S.92) nennen Einkommens-, Arbeitsmarkt-, Mobilitätsforschung, symbolische Repräsentationen sozialer Ungleichheit und Gerechtigkeitsforschung als methodisch fragmentierte Forschungslinien, die kaum miteinander kommunizieren. Die Autoren sehen hierin auch einen Grund für den häufigen Dissens empirischer Befunde und die geschmälerete wissenschaftliche und gesellschaftspolitische Bedeutung der Ungleichheitsforschung. Aus Sicht der vorliegenden Arbeit ist diese Fragmentierung nachvollziehbar: Mikro- und Makroprozesse

der Ungleichheit können oft nur schwierig mit denselben Datensätzen abgebildet werden und dadurch oft nicht simultan betrachtet werden. Makroprozesse wie die konjunkturelle Entwicklung oder institutionelle Faktoren wie das Bildungssystem sind in der Regel nur mit wenigen Datenpunkten auf einer Aggregatebene beschrieben und liefern bestenfalls dann einen Erklärungswert, wenn längere Zeitreihen zu deren Entwicklung und zur Entwicklung von Ungleichheit vorliegen. Die für Mikroprozesse der Ungleichheit nötige Detailgenauigkeit von Daten schränkt den Beobachtungszeitraum allerdings stark ein (im vorliegenden Fall etwa auf die Jahre ab 2001). Die folgenden Analysen zur Erklärung von Ungleichheit sind vor diesem Hintergrund ebenfalls eher als Indizienprozess zu verstehen, der lediglich jenen Ausschnitt von Erklärungsansätzen beleuchtet, der mit Steuerdaten sinnvoll bearbeitbar ist: (1) Erklärungen über eine demographische Veränderung, (2) die Rolle von Migration und Segregation und (3) die Rolle der Vermögenseinkünfte, als ein Mechanismus von Exklusion und Chancenhortung (Diewald und Faist, 2011). Es handelt sich dabei um separate Fallstudien, die jeweils mit einer zur Analyse geeigneten Auswahl an kantonalen Daten Einzelbeiträge zur Erklärung der Ungleichheitsentwicklung liefern können. Abschliessend wird allerdings zumindest eine qualitative Einordnung der Wichtigkeit der drei Erklärungsfaktoren vorgenommen.

Die im Laufe des SNF-Projekts<sup>1</sup> erhobenen und aufbereiteten Daten sind in Tabelle 8.1 aufgliedert. Es ist ersichtlich, dass sich nur ein Teil der Kantone kooperativ im Rahmen des Forschungsprojektes gezeigt hat<sup>2</sup>. Ferner wird deutlich, dass Datenqualität, -umfang, und Zeitraum stark variieren und von der Arbeit der jeweiligen Steuerämter abhängen. In den folgenden Analysen werden vor allem die Daten verwendet, die eine absolut überzeugende Qualität und intrakantonale Konsistenz über den Beobachtungszeitraum aufweisen (Tabelle 8.1 Spalte 3). Einige Daten weisen besondere Merkmale auf und bieten dadurch einen fruchtbaren Boden für Analysen. Im vorherigen Kapitel wurden z.B. bereits die Daten des Kanton Bern verwendet, da hier eine Verknüpfung der Steuersubjekte mit deren tatsächlichen Haushaltsmitgliedern (über Personenregisterdaten) vorgenommen wurde. Hierdurch war es möglich, zu bestimmen, wie stark verzerrt Ungleichheitsmessungen sind, wenn nicht Haushalte sondern nur „fiskalische Haushalte“ betrachtet werden, die durch den Ehestatus und die Anzahl Kinder und unterstützter Personen approximiert werden. Andere Daten halten ebenfalls Schätze bereit: Obwalden etwa führt sehr detailliert Buch über Stammdaten (Nationalität, Aufenthaltsbewilligung,

---

<sup>1</sup>SNF-Projekt „Ungleichheit der Einkommen und Vermögen in der Schweiz 1970 bis 2010“

<sup>2</sup>Einige wenige weitere Kantone werden jedoch in naher Zukunft voraussichtlich ebenfalls vertreten sein, namentlich Luzern und St. Gallen.

letzter Wohnort, etc.) und den Zeitpunkt des Zuzugs. Dieser Umstand lässt sich nutzen um den Effekt von Migration bzw. Segregation zu isolieren (siehe Kapitel 11).

Ebenfalls erwähnenswert und in späteren Analsen informativ sind die Daten des Kanton Aargau. Dieser hat dem Projekt einen ausserordentlich hochwertigen Datensatz aus dem Jahr 1969 zur Verfügung gestellt. Es handelt sich dabei um die mit Abstand älteste Vollerhebung von Individualdaten mit allen Ziffern der damaligen Steuererklärung.

Der Rest des Teils gliedert sich wie folgt: Das nächste Kapitel beschreibt rein deskriptiv, wie sich die Einkommenverteilungen in den einzelnen Kantonen über die beobachtete Zeit verändert haben. Die darauf folgenden Kapitel bestehen aus Beiträgen zum Einfluss von Demographie auf Ungleichheit (Kapitel 10), die Rolle von Migration und Segregation (Kapitel 11) und die Bedeutung von Vermögenseinkünften (Kapitel 12) für die letzten Jahre bzw. Jahrzehnte in der Schweiz.

Tabelle 8.1.: Übersicht über die bereitgestellten kantonalen Steuerdaten

| Kanton      | Zeitraum insgesamt                       | Zeitraum hohe Datenqualität     | Vollerhebung?                   | Besonderheiten  |
|-------------|--|---------------------------------|---------------------------------|---|
| Aargau      | 1969-2007                                | 1969 und 2001, 2003, 2005, 2007 | 1969 und 2001, 2003, 2005, 2007 | Langer Zeitraum abgedeckt, alle Ziffern der Steuererklärung                     |
| Basel-Stadt | 1991-2011                                | 2005-2011                       | ja                              | Städtischer Kanton  |
| Bern        | 2002-2012                                | 2002-2012                       | ja                              | Haushalts-IDs für 2012 verfügbar  |
| Jura        | 2006-2012                                | 2006, 2008, 2010, 2012          | 2006, 2008, 2010, 2012          | Westschweizer Kanton  |
| Obwalden    | 2001-2013                                | 2001-2011                       | ja                              | Detaillierte Angaben zum Zeitpunkt des Zu- und Wegzugs sowie weitere Stammdaten |
| Zürich      | 1991, 1995, 1999, 2003, 2004, 2007, 2011 | 2004, 2011                      | nein                            | Detaillierte Angaben zum Zeitpunkt des Zu- und Wegzugs, Angaben zu Steuern      |



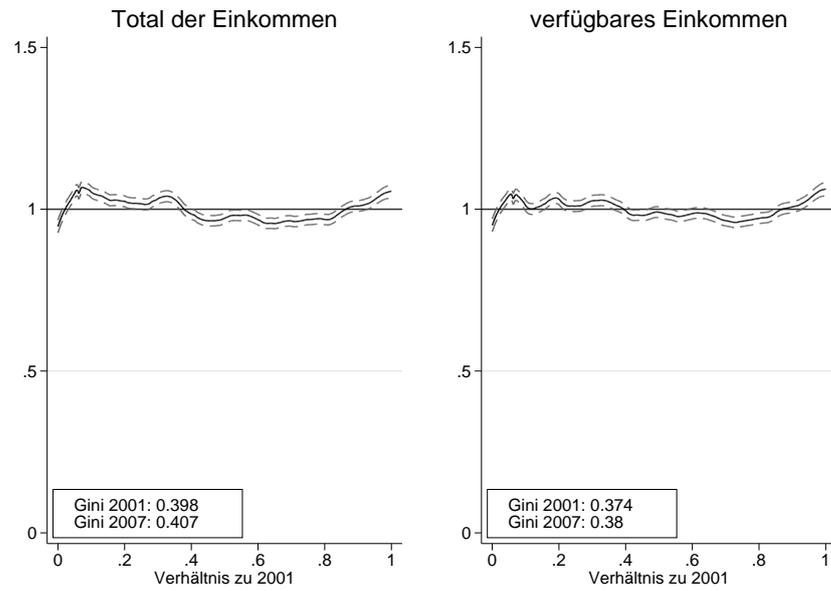
## 9. Wandel der kantonalen Einkommensverteilungen

Zunächst soll beschrieben werden, wie sich die Einkommensverteilungen der Kantone über die Zeit generell verändert hat. Für die Kantone Aargau (2001-2007), Basel (2005-2011), Bern (2002-2012), Jura (2006-2012) und Obwalden (2003-2011) liegen aus dem SNF-Projekt „Ungleichheit der Einkommen und Vermögen in der Schweiz“ detaillierte Daten vor, die jeweils die gesamte Wohnbevölkerung der Kantone im Alter von über 18 (ohne Quellenbesteuerte) abbilden. Für Zürich liegen detaillierte Daten von 2004-2011 als Stichproben von 50.000 Steuereinheiten vor. Auf dieser Basis lässt sich bereits ein instruktives Bild über die jüngste Entwicklung der Einkommensverteilung in der Schweiz zeichnen. Weiter lassen sich für den Kanton Aargau zwei qualitativ hochwertige Datenpunkte (1969 und 2007) miteinander vergleichen die eine grosse Zeitspanne abdecken. Leider ist nur für den Aargau eine so grosse Zeitspanne zur Analyse verfügbar. Erfreulicherweise handelt es sich jedoch um einen der bevölkerungsreichsten Kantone. Zudem ist er bezüglich Sprache und Demographie nicht sehr exotisch und bildet in der Summe einen schweizähnlichen Mix aus ländlicher und urbaner Lebensweise.

In diesem Kapitel werden daher folgende zwei Analysen gemacht:

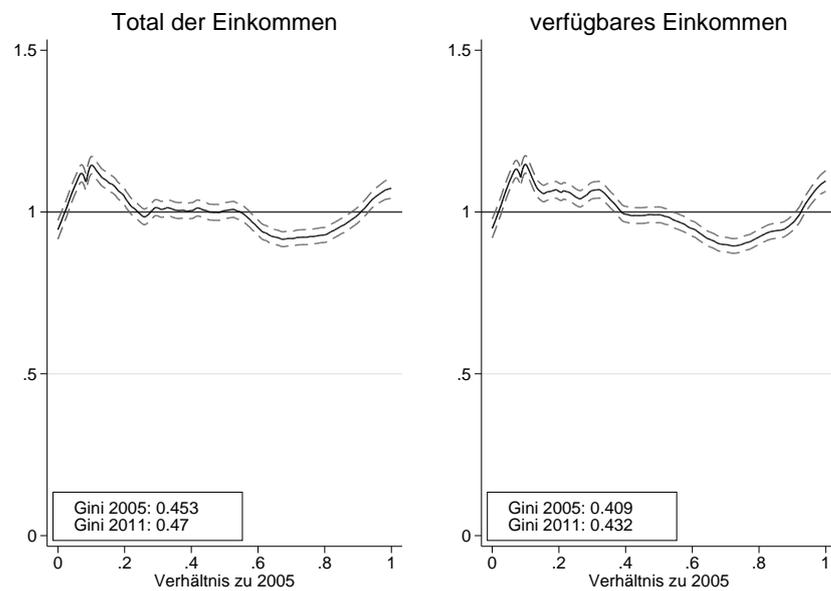
1. „Querschnitt“: Für alle verfügbaren Kantone wird die Entwicklung innerhalb des jüngeren zeitlichen Kernbereichs untersucht. Hieraus lässt sich erahnen, ob die Entwicklung potentiell für den Schweizer Querschnitt gilt oder sehr spezifisch vom jeweiligen Kanton abhängt.
2. „Längsschnitt“: Für den Kanton Aargau wird zusätzlich ein Vergleich zwischen 1969 und 2007 gemacht, um einen Einblick in die längerfristige Transformation der Einkommensverteilung zu bekommen.

Abbildung 9.1.: Entwicklung der Einkommensverteilung im Aargau vor/nach Umverteilung (2001 vs. 2007)



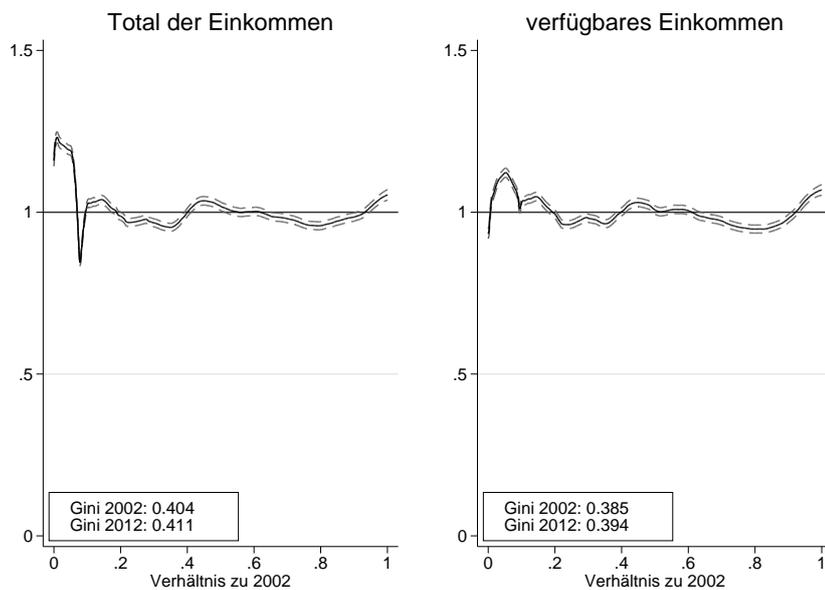
Quelle: Kantonale Steuerdaten, eigene Berechnungen

Abbildung 9.2.: Entwicklung der Einkommensverteilung in Basel vor/nach Umverteilung (2005 vs. 2011)



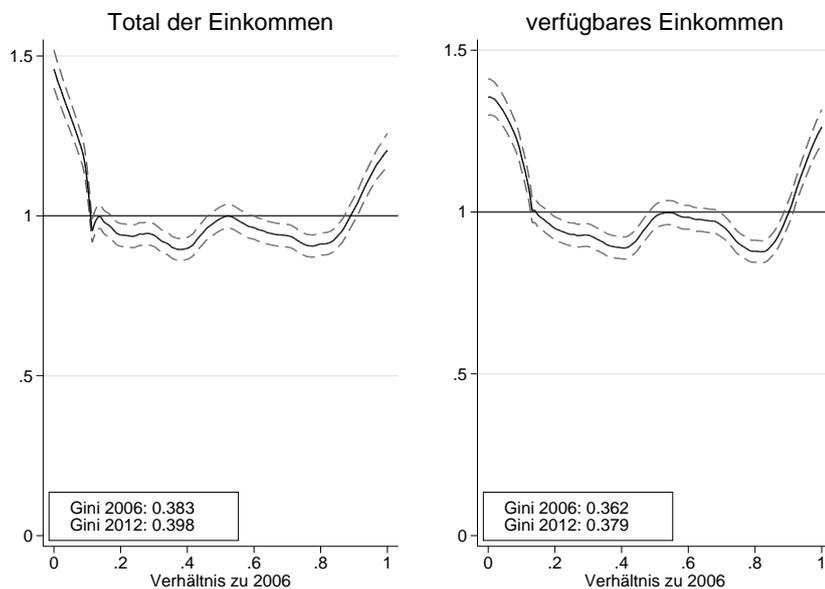
Quelle: Kantonale Steuerdaten, eigene Berechnungen

Abbildung 9.3.: Entwicklung der Einkommensverteilung in Bern vor/nach Umverteilung (2002 vs. 2012)



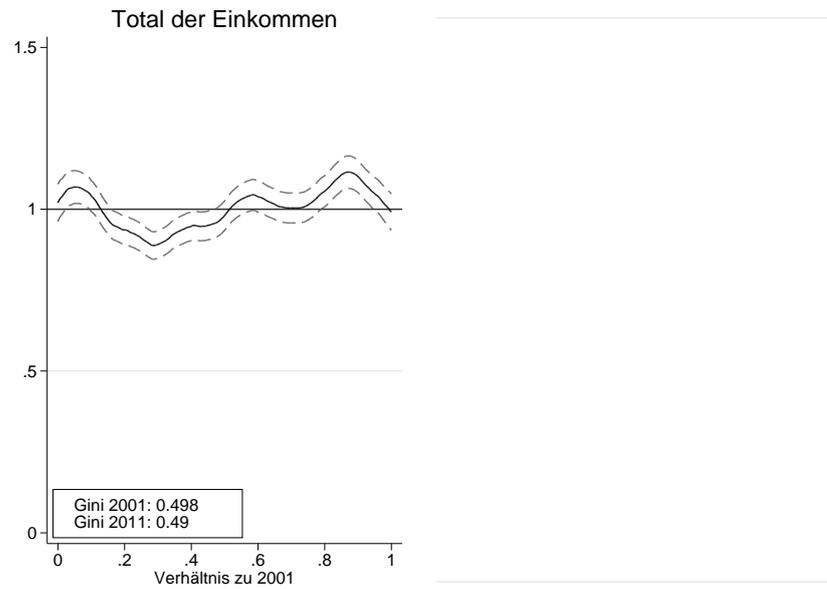
Quelle: Kantonale Steuerdaten, eigene Berechnungen

Abbildung 9.4.: Entwicklung der Einkommensverteilung im Jura vor/nach Umverteilung (2006 vs. 2012)



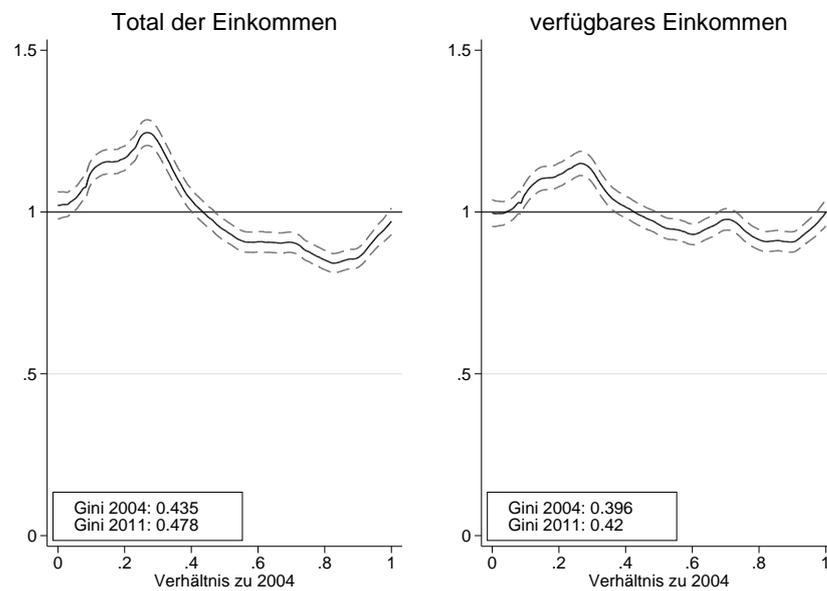
Quelle: Kantonale Steuerdaten, eigene Berechnungen

Abbildung 9.5.: Entwicklung der Einkommensverteilung in Obwalden vor Umverteilung (2001 vs. 2011)



Quelle: Kantonale Steuerdaten, eigene Berechnungen

Abbildung 9.6.: Entwicklung der Einkommensverteilung in Zürich vor/nach Umverteilung (2004 vs. 2011)



Quelle: Kantonale Steuerdaten, eigene Berechnungen

Die Abbildungen 9.1 bis 9.6 zeigen die relativen Verteilungen zwischen jüngstem und ältestem Zeitpunkt für diverse Kantone. Hieraus lässt sich erkennen, wie sich die Form der Verteilung im Laufe der letzten Jahre verändert hat. Inflation und Wirtschaftswachstum wurden für diese Darstellung herausgerechnet, indem die Verteilungen multiplikativ bzgl. ihres Mittelwerts vereinheitlicht wurden<sup>1</sup>. Gemäss der Abbildung hat sich in allen Kantonen die Wahrscheinlichkeitsmasse im unteren Bereich (unterhalb des 20%-Perzentils) erhöht. Im Aargau und Obwalden ist der Effekt sehr klein, im Jura dagegen ist er besonders ausgeprägt. Mehr Wahrscheinlichkeitsmasse in den oberen Perzentilen lässt sich dagegen in den Kantonen Aargau, Basel und Jura beobachten, in kleinerem Ausmass auch in Bern. Interessant ist auch der Vergleich der Entwicklungen zwischen den Einkommen vor und nach Umverteilung, d.h dem Total der Einkommen und dem verfügbaren Einkommen<sup>2</sup>.

Dort, wo Zunahmen an den Verteilungsrändern zu sehen sind, wurde die Entwicklung kaum durch Umverteilung abgefedert. Für Bern und Zürich wird die Zunahme der Wahrscheinlichkeitsmasse im unteren Bereich immerhin etwas gedämpft. Das bedeutet, vereinfacht, dass von der umverteilten Masse an Ressourcen zumindest etwas unten ankommt. Anders verhält es sich mit der Frage, woher die umzuverteilende Masse kommt: Mit Ausnahme von Bern wird niemals aus den höchsten Perzentilen umverteilt. Eher findet eine Umverteilung aus der unteren (Jura), oberen (Basel), oder gesamten Mittelschicht (Bern) statt. Eine mögliche Erklärung für den zunächst etwas paradoxen Befund wäre, dass der maximale Steuersatz der progressiven Steuern zu früh abflacht, so dass die (obere) Mittelschicht relativ zu den obersten Perzentilen in jüngerer Zeit mehr leistet als noch einige Jahre zuvor. Effektiv ist die Progression der Einkommenssteuer demnach heute geringer als damals.

Die Abbildungen 9.7 bis 9.11 vergleichen weiter die Entwicklung der verfügbaren Einkommen mit einer äquivalenzgewichteten Version der verfügbaren Einkommen<sup>3</sup>. Hieraus

---

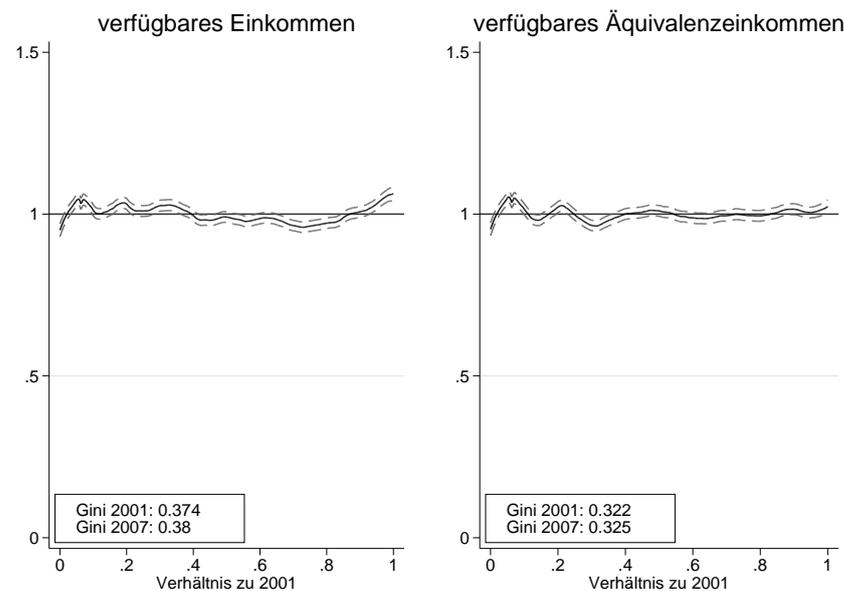
<sup>1</sup>Die Idee ist, Form und Position der Verteilung zu separieren. Ungleichheitsmasse basieren i.d.R. nur auf der Form der Verteilung. Eine generelle Zunahme der Einkommen aufgrund von Wirtschaftswachstum und Inflation sollte daher aus den Abbildungen exkludiert werden. Gemäss Handcock und Morris (1999) sind verschiedene Methoden denkbar, etwa indem die Mediane der Verteilungen „übereinander geschoben“ werden. Hinter Wirtschaftswachstum und Inflation steckt jedoch eher ein multiplikativer Prozess, daher werden die Verteilungen jeweils um den Logarithmus ihres Mittelwerts zentriert um untereinander bzgl. ihrer Form vergleichbar zu sein.

<sup>2</sup>Das verfügbare Einkommen wurde berechnet als Total der Einkommen abzüglich privater Transfers und diverser Steuern

<sup>3</sup>Der Äquivalenzfaktor ist 1 für Alleinstehende und 1/1.5 für Verheiratete. Pro Kind und unterstützte Person im Haushalt erhöht sich der Nenner um weitere 0.3. Es handelt sich dabei nur näherungsweise

ist ersichtlich, dass sich die Zunahme der Dichten in den Top-Perzentilen teilweise durch betuchte Doppelverdiener erklären lassen: Aargau und Bern weisen keine Zunahme der Top-Perzentile mehr auf. Für Basel und Jura bleibt der Befund zunehmender Top-Einkommen jedoch auch bezogen auf das Äquivalenzeinkommen bestehen. Ebenso bleibt die Zunahme in den unteren Perzentilen unverändert bestehen. Eine relativ einfache Erklärung über die Zunahme von Single Haushalten scheint auf den ersten Blick nicht plausibel.

Abbildung 9.7.: Entwicklung der verfügbaren Einkommen ohne/mit Äquivalenzgewichtung im Aargau (2001 vs. 2007)



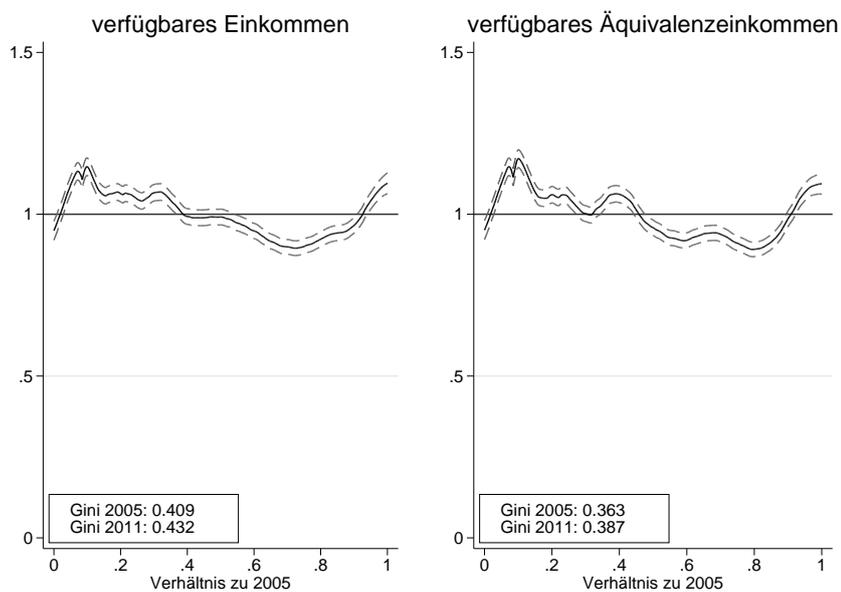
Quelle: Kantonale Steuerdaten, eigene Berechnungen

Zur Betrachtung der längerfristigen Entwicklung eignet sich der Datensatz aus dem Aargau für das Jahr 1969. Im Mittel stieg das Total der Einkommen von 19.500 CHF (1969) auf 83.100 CHF (2007). Der Median veränderte sich von 16.100 CHF auf 66.400 CHF, das 99%-Perzentil von 90.700 CHF auf 360.000 CHF. Diese Zunahme in der Schiefe der Verteilung spiegelt sich auch in der Darstellung der relativen Verteilung in Abbildung 9.12 wieder<sup>4</sup>. Insbesondere tiefe Einkommen finden sich 2007 häufiger als 1969. Zudem hat die Wahrscheinlichkeitsmasse im oberen Teil der Verteilung deutlich zugenommen. Die

um eine Äquivalenzgewichtung, da die tatsächliche Haushaltskonstellation von dem abweichen kann, was die Angaben in der Steuererklärung suggerieren (z.B. Kohabitation ohne Ehe).

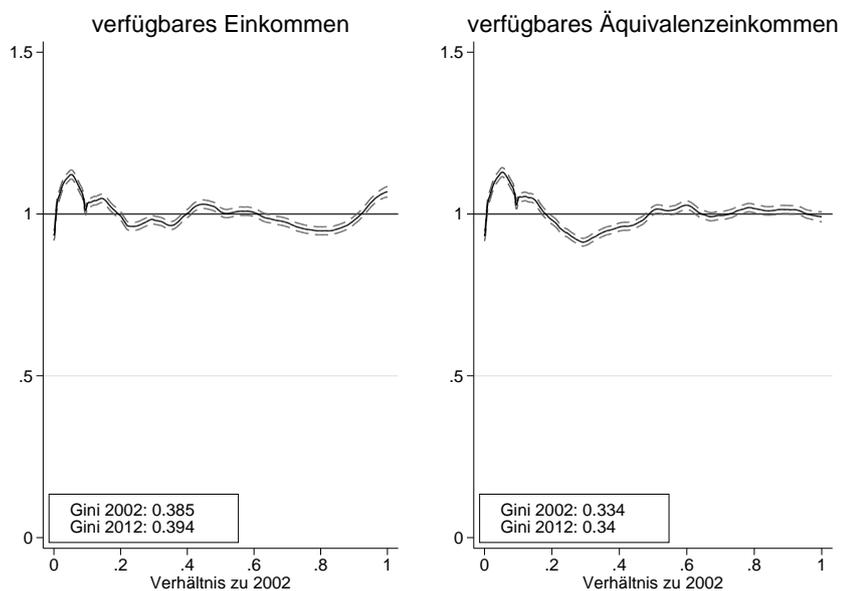
<sup>4</sup>Auch hier wurde wieder (multiplikativ) der Mittelwert der Verteilungen aufeinander geschoben um nur den Effekt der Formveränderung darzustellen, nicht aber die Zunahme der Einkommen durch Wachstum und Inflation.

Abbildung 9.8.: Entwicklung der verfügbaren Einkommen ohne/mit Äquivalenzgewichtung in Basel (2005 vs 2011)



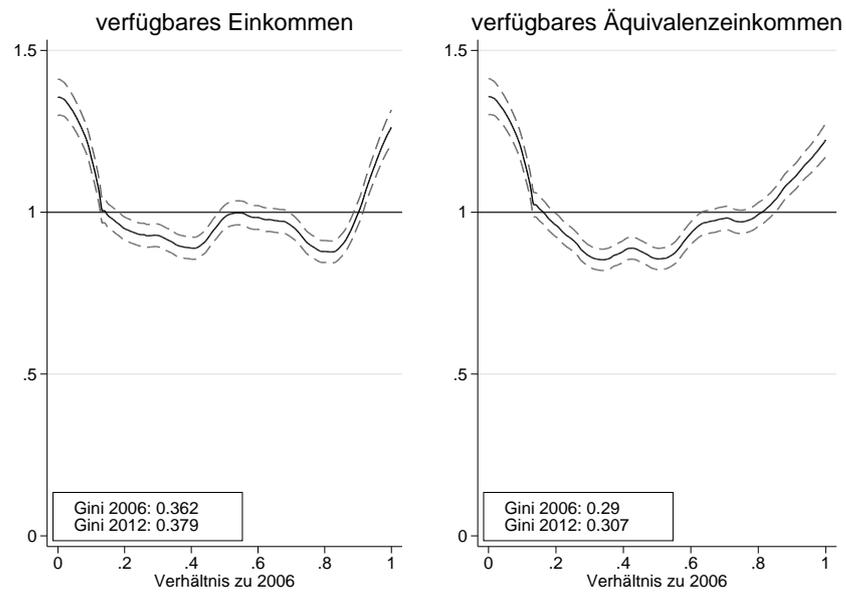
Quelle: Kantonale Steuerdaten, eigene Berechnungen

Abbildung 9.9.: Entwicklung der verfügbaren Einkommen ohne/mit Äquivalenzgewichtung in Bern (2002 vs 2012)



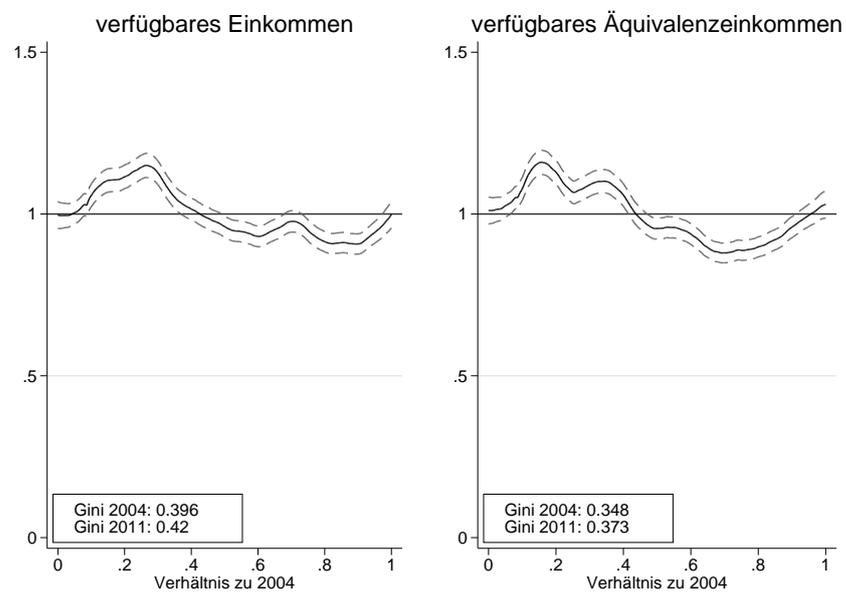
Quelle: Kantonale Steuerdaten, eigene Berechnungen

Abbildung 9.10.: Entwicklung der verfügbaren Einkommen ohne/mit Äquivalenzgewichtung im Jura (2006 vs 2012)



Quelle: Kantonale Steuerdaten, eigene Berechnungen

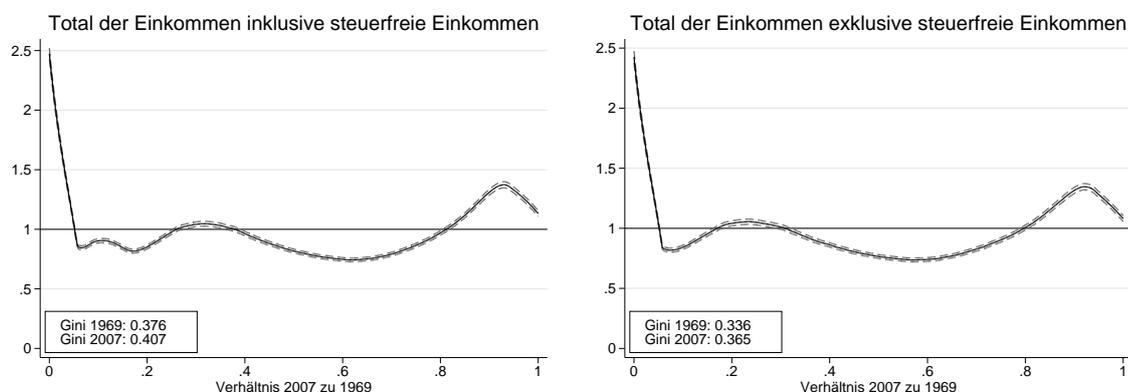
Abbildung 9.11.: Entwicklung der verfügbaren Einkommen ohne/mit Äquivalenzgewichtung in Zürich (2004 vs. 2011)



Quelle: Kantonale Steuerdaten, eigene Berechnungen

Mittelschicht rund um den Median hat sich über den beobachteten Zeitraum relativ gesehen schlechter gestellt.

Abbildung 9.12.: Entwicklung der Totalerinkommen zwischen 1969 und 2007 (Aargau)



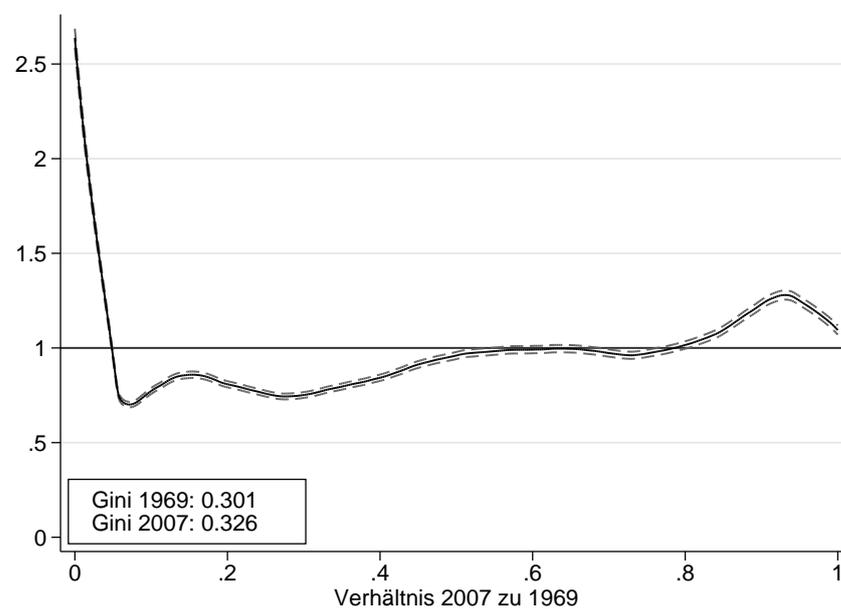
Quelle: Kantonale Steuerdaten Aargau, eigene Berechnungen

Ein mögliches Problem könnte sein, dass Unbesteuerte 1969 nicht oder weniger sorgfältig in den Daten geführt werden (ein Problem, das, wie in Abschnitt 6.4.3 beschrieben, bei den ESTV-Daten vorliegt). Hierfür wurden zur Sicherheit Fälle ausgeschlossen, die nicht steuerpflichtig waren (unter 6000 CHF 1969 und unter 16000 CHF 2007). Da sich beide Abbildungen stark ähneln, liegt kein solches Artefakt vor und die Veränderungen sind als substantiell anzunehmen.

Das verfügbare Äquivalenzeinkommen hat sich in den 38 Jahren generell ähnlich entwickelt. Im Mittel änderte sich das verfügbare Äquivalenzeinkommen von 11.400 CHF (1969) auf 52.700 CHF (2007). Der Median stieg von 9.950 CHF auf 47.600 CHF, das 99%-Perzentil von 41.000 CHF auf 180.000 CHF. Abbildung 9.13 zeigt, wie sich die Verteilung der verfügbaren Äquivalenzeinkommen 2007 gegenüber der Verteilung 1969 verhält. Wie für das Total der Einkommen, zeigt sich, dass 2007 eine deutlich grössere Gruppe von geringen Einkommen lebt, als dies noch 1969 der Fall war, und gleichzeitig die Dichte um das 90%-Perzentil herum zugenommen hat. Es zeigt sich jedoch ein wichtiger Unterschied beim Vergleich der beiden Abbildungen. Bezogen auf das Einkommen *vor* Umverteilung hat sich die obere Mittelschicht im Laufe der 38 Jahre ausgedünnt. Bezogen auf das Einkommen *nach* Umverteilung fehlt jedoch vor allem Wahrscheinlichkeitsmasse im Bereich unterhalb des Medians (zwischen 10%- und 50%-Perzentil). Dies kann durchaus als Erfolg im Sinne einer Umverteilung durch eine progressive Steuer gewertet werden. Allerdings trübt sich das Bild stark ein durch die grosse Zahl an Personen, die 2007 von vergleichsweise geringen Einkommen lebt (unterhalb des 10%-Perzentils

bezogen auf 1969). Dies spiegeln auch die Gini-Koeffizienten wieder. Für das Total der Einkommen stieg dieser von 0.376 auf 0.407, für das verfügbare Äquivalenzeinkommen von 0.301 auf 0.326. Für beide Einkommensmasse ergibt sich folglich ein ähnlicher Gesamtzuwachs in der Ungleichheit. An dieser Stelle bietet die vorliegende Arbeit einen Anknüpfungspunkt für weitere Forschung. Konkret müsste untersucht werden, aus welchen Gründen sich heute mehr Personen mit niedrigen Einkommen finden als damals. Nur die Kenntnis über die genauen Mechanismen erlaubt eine wertende Schlussfolgerung über die Entwicklung. Ein Artefakt, das möglicherweise einen Teil der Entwicklung erklärt, ist die Tendenz zu mehr Kohabitationen und weniger Ehen.

Abbildung 9.13.: Entwicklung der verfügbaren Äquivalenzeinkommen zwischen 1969 und 2007 (Aargau)



Quelle: Kantonale Steuerdaten Aargau, eigene Berechnungen

In den nächsten Abschnitten soll untersucht werden, ob sich die beschriebenen Entwicklungen aus der demographischen Zusammensetzung, Migration oder der Vermögensentwicklung erklären lassen.

# 10. Auswirkungen demographischer Veränderungen

## 10.1. Einleitung

Wie die meisten Gesellschaften altert auch die Schweiz. Der Altersquotient (Anzahl 65-Jährige und Ältere je hundert 20-64-Jährige) stieg in der Schweiz von 10 (1900) auf 28 (2013)<sup>1</sup>. Wie sich diese Entwicklung auf die Einkommensungleichheit auswirkt, lässt sich pauschal nicht sagen. Laut Mincer (1958) sind Löhne neben Bildung vor allem eine Funktion von Berufserfahrung, die unmittelbar mit dem Alter zusammenhängt. Eine genaue Wirkungsrichtung lässt sich aus Mincers Ansatz jedoch nicht ableiten. Andere Autoren konzentrieren sich dagegen mehr auf die Bedeutung der Politik intergenerationaler Umverteilung. Weizsäcker (1995) etwa betont das sich verschiebende Verhältnis zwischen Rentnern und Arbeitnehmerschaft sowie mögliche Kohorteneffekte. Im Folgenden wird der Zusammenhang zwischen Alterung und Einkommensungleichheit deskriptiv beleuchtet und diskutiert.

Ein weiterer Aspekt demographischen Wandels ist die Art des Zusammenlebens. Laut Daly und Valletta (2006), Peichl, Pestel und Schneider (2012) und Grabka und Kuhn (2012) ist der Trend zu Einpersonenhaushalten verantwortlich für eine Zunahme der Einkommensungleichheit. Es wird später und seltener geheiratet und öfter geschieden, so dass Personen stärker auf ihre individuellen Einkommen angewiesen sind und weniger von Umverteilungen innerhalb von Haushalten profitieren. Fritschi und Bannwart (2013) konnten zudem zeigen, dass Unterschiede zwischen Haushalten mit und ohne Kinder zugenommen haben.

---

<sup>1</sup><http://www.bfs.admin.ch/bfs/portal/de/index/themen/01/02/blank/key/alter/gesamt.html>

Auch wichtig in Bezug auf demographische Veränderung ist die Zuwanderung und inner-schweizer Migration. Dieses Thema wird jedoch im nächsten Unterkapitel ausführlicher separat behandelt.

## 10.2. Daten und Methode

Um die Auswirkung demographischer Veränderungen auf die Einkommensungleichheit zu untersuchen, eignen sich kantonale Individualdaten relativ gut. So liegen in den Daten in der Regel Informationen zum Alter, Ehestatus und Kinderzahl (respektive Anzahl unterstützter Personen) und dem Geschlecht der veranlagten Person vor. Es lassen sich dadurch mehrere demographische Prozesse berücksichtigen:

### **Alter:**

- Veränderung des Rentneranteils
- Veränderung des Einkommensunterschieds zwischen Rentnern und Nichtrentnern
- Späterer Erwerbseintritt durch längere Ausbildungszeiten
- Sonstige Veränderung der Einkommenskomposition durch Veränderung der „Alterspyramide“<sup>2</sup>

### **Haushaltskonstellation:**

- Zunahme von Singles<sup>3</sup>
- Veränderung der Kinderzahl
- (teilweise) Veränderungen im „Bread-Earner Modell“ (durch Stratifikation nach Geschlecht des Veranlagten und Zivilstand)

---

<sup>2</sup>Mincer (1958) beschreibt Löhne als nicht-lineare Funktion der Arbeitserfahrung. Da das Alter ein Proxy für Arbeitserfahrung ist, führt eine Veränderung der Alterspyramide grundsätzlich auch zu einer Veränderung der Einkommensverteilung und dadurch zu einer potentiellen Veränderung der Ungleichheit. Die Richtung des Zusammenhangs ist dabei eher unklar und hängt von der Verteilung der Einkommen und dem Alter selbst ab.

<sup>3</sup>Es ist jedoch wie gesagt nicht unterscheidbar, ob Singles in einem gemeinsamen Haushalt leben oder nicht, siehe 6.3.

- Auswirkungen von Scheidungen

Damit die einzelnen Variablen einen Erklärungswert an der Veränderung der Ungleichheit haben können, müssen sie selbst Variation über die Zeit aufweisen. Die Abbildungen 10.1 und 10.1 zeigen, wie sich die Alters- und Zivilstandsstruktur in den Kantonen über die Zeit verändert hat. Kantone wie Basel, Jura und Obwalden haben sich tendenziell verjüngt (mehr Personen unter 26 und/oder weniger Rentner), Aargau, Bern und Zürich dagegen sind eher gealtert.

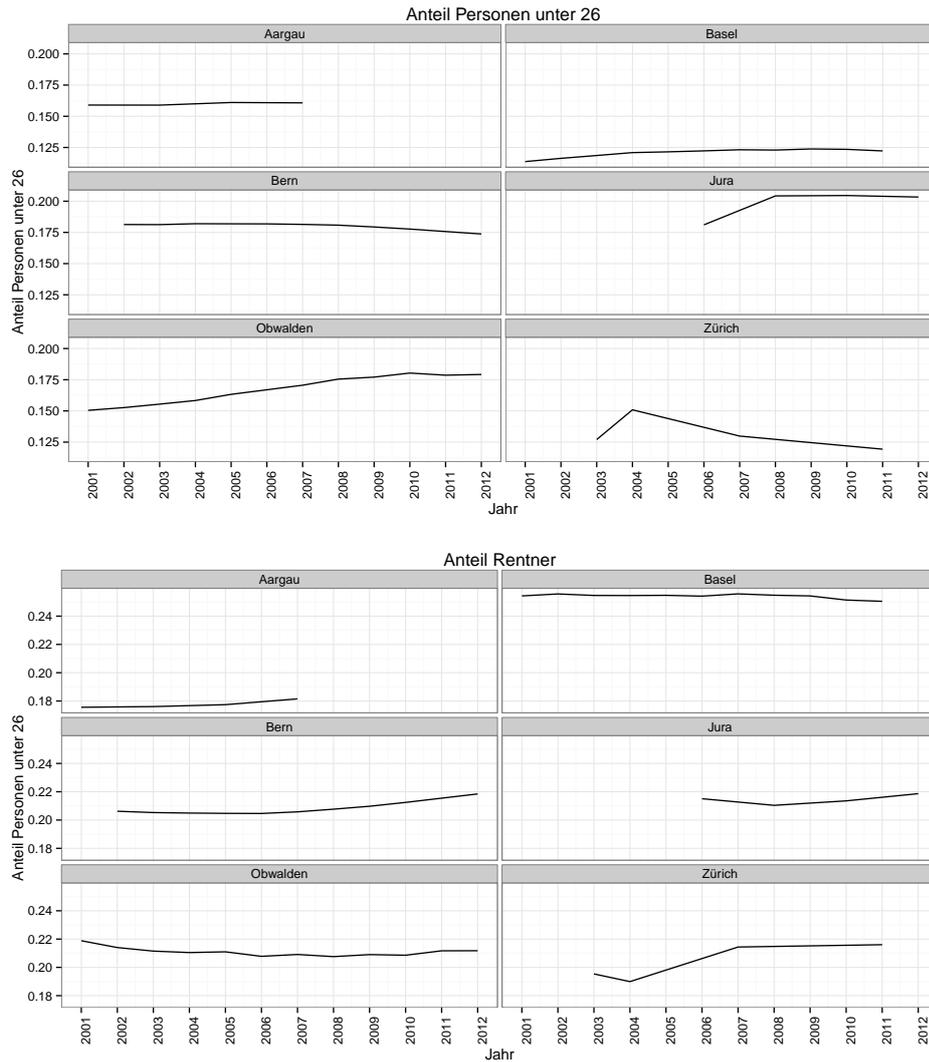
Noch mehr Variation gibt es bezüglich der Zivilstandsvariablen: Die essentielle Grösse – das Verhältnis zwischen Singles und Verheirateten – hat über die Zeit in allen Kantonen zugenommen. Für Basel und Obwalden sind diese Veränderungen besonders gross.

Die Zahl der abzugsfähigen Kinder hat sich je nach Kanton etwas unterschiedlich entwickelt. In Obwalden gibt es eine deutliche Tendenz hin zu weniger abzugsfähigen Kindern, im Aargau hingegen eine leicht zunehmende Tendenz. Wichtig ist, anzumerken, dass dies nicht zwingend bedeutet, dass mehr oder weniger Kinder pro Steuersubjekt vorhanden sind. Die Entwicklung kann auch Änderungen im Steuersystem abbilden, z.B. wenn sich die Bedingungen ändern, zu denen ein Kind abzugsfähig ist.

Da die Variablen eine gewisse Variation aufweisen, besitzen sie potentiell Erklärungswert für die Ungleichheitsentwicklung über die Zeit.

Um nun den Einfluss der demographischen Variablen zu ermitteln, eignet sich methodisch die kontrafaktische Analyse von Verteilungen. Generell interessiert sich der Forscher im Zusammenhang mit Ungleichheit oft für eine Vielzahl von Masszahlen, die sich aus der Verteilung der Einkommen ableiten lassen, etwa den Gini-Koeffizienten, den Theil-Index, Armutsmasse, Durchschnitts- oder Medianeinkommen. Den Einfluss verschiedener Faktoren auf solche Aggregatmasse zu beziffern ist allerdings nicht trivial. Der Gini-Koeffizient ist beispielweise nicht zerlegbar, daher ist es auf „direktem Weg“ (über die Ermittlung von Lagemassen) gar nicht möglich, den Einfluss einzelner Faktoren auf das Mass zu ermitteln. Vielmehr muss ermittelt werden, wie die Kovariaten die gesamte Verteilung beeinflussen. DiNardo, Fortin und Lemieux (1996) bzw. DiNardo (2002) beschreiben, wie in Abhängigkeit von Kovariaten eine kontrafaktische Verteilung ermittelt werden kann. Aus dem Vergleich der tatsächlichen mit der kontrafaktischen Verteilung lassen sich die Einflüsse auf sämtliche Aggregatmasse ermitteln. Die kontrafaktische Verteilung erhält man aus einer Umgewichtung der Daten, die die

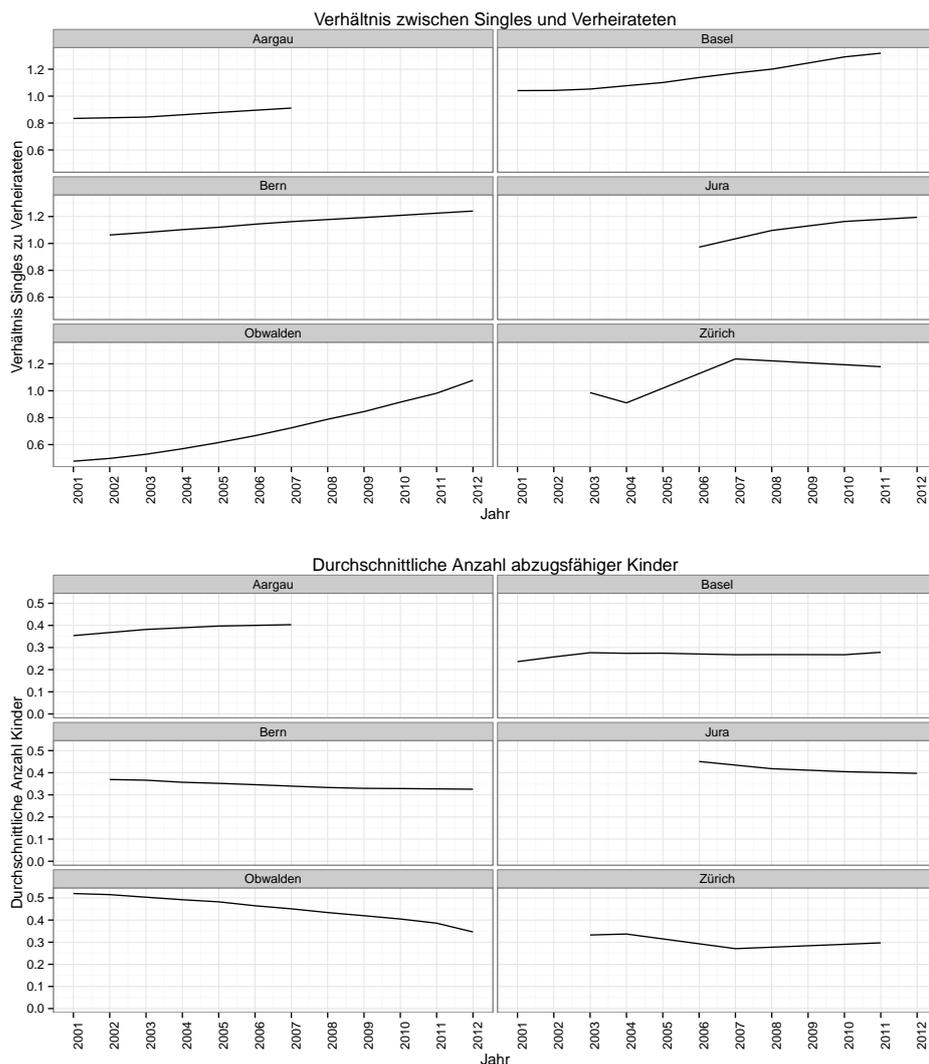
Abbildung 10.1.: Entwicklung der Alterszusammensetzung in diversen Kantonen



Quelle: Kantonale Steuerdaten, eigene Berechnungen

Randverteilung der Kovariaten anpasst und damit ein „was wäre wenn“-Szenario beschreibt. So wird beim Vergleich zweier Zeitpunkte  $t_1$  und  $t_2$  die Verteilung zu  $t_2$  so umgewichtet, dass die Randverteilungen der Kovariaten den Randverteilungen der Verteilung zum Zeitpunkt  $t_1$  (Referenzverteilung) entsprechen. Eine Möglichkeit, die entsprechenden Gewichte zu berechnen, ist die Gewichtung mit Hilfe des Propensity Scores. In den folgenden Abschnitten wurde dies wie folgt umgesetzt: Die Daten beider Zeitpunkte werden zusammengelegt und eine dichotome Variable gebildet, die die beiden Perioden unterscheidet (1 falls der Datenpunkt zu  $t_2$  gehört, 0 falls er zu  $t_1$  gehört). Mit Hilfe einer logistischen Regression lässt sich in Abhängigkeit der Kovariaten schätzen,

Abbildung 10.2.: Entwicklung der Haushaltszusammensetzung in diversen Kantonen



Quelle: Kantonale Steuerdaten, eigene Berechnungen

wie gross die Wahrscheinlichkeit  $p$  (der Propensity Score) ist, dass ein Fall zu  $t_2$  gehört.  $t_2$  wird danach mit  $\frac{p}{1-p}$  gewichtet. Die so gewichtete Version der Daten aus  $t_2$  weist sodann bezüglich der Kovariaten dieselben Randverteilungen auf wie die Daten aus  $t_1$ . Um die beschriebenen Prozesse des demographischen Wandels einzufangen, muss der Propensity Score mindestens die folgenden Informationen enthalten:

- Altersgruppen: Es ist notwendig, die Alterspyramide möglichst präzise abzubilden. Um die Parameterzahl etwas zu begrenzen, wurden jeweils Zeitspannen von fünf

Jahren aggregiert, rund um den Ausbildungsbeginn und um den Renteneintritt wurde etwas filigraner in Schritten von zwei Jahren aggregiert<sup>4</sup>.

- Zivilstand-Dummies
- Eine Interaktion zwischen Zivilstand-Dummies und Altersgruppen, da sich der Zivilstand möglicherweise vor allem in den jüngeren Gruppen verändert hat
- Kinderzahl
- Eine Interaktion zwischen der Kinderzahl und den Altersgruppen, da die zwei Merkmale nicht unabhängig sind (gebärfähiges Alter, Trend zu späterem Kinderkriegen/weniger Kindern)
- Geschlecht
- Eine Interaktion zwischen Geschlecht und dem Zivilstand (um eine Veränderung im „Bread-Earner Modell“ von reinen Heirats-/Scheidungstrends zu separieren)

### 10.3. Ergebnisse

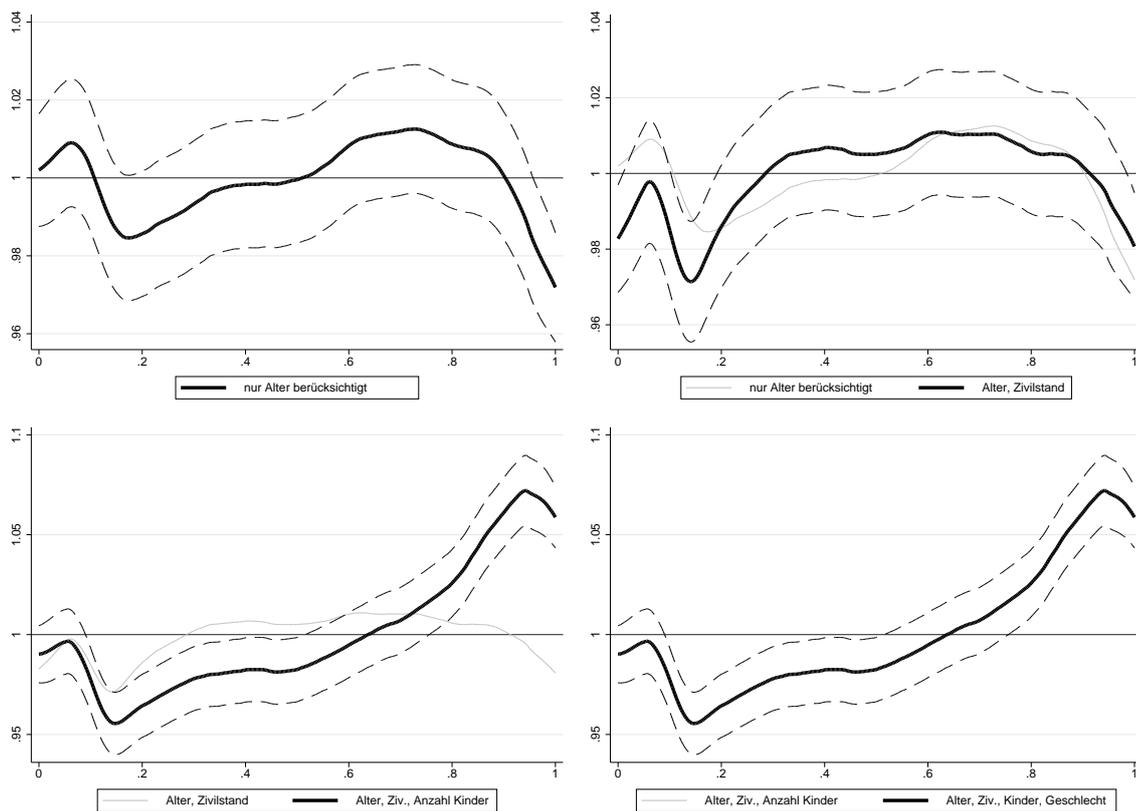
Die Abbildungen 10.3 bis 10.8 zeigen jeweils, wie die kontrafaktische Verteilung (Vergleichskategorie) von der tatsächlichen Verteilung (Referenzkategorie) für diverse Kantone abweicht. Hieraus lässt sich erkennen, an welchen Quantilen die Verteilung anders aussehen würde, wenn dieselbe demographische Komposition vorliegen würde wie einige Jahre davor. Die betrachtete Grösse ist hier das verfügbare Äquivalenzeinkommen. Um ein Gefühl dafür zu bekommen, welche der demographischen Variablen hinter welchem Mechanismus stecken, sind alle Abbildungen in vier Schritten aufgebaut, denen jeweils andere Gewichtungsmodele zugrunde liegen. In einem ersten Schritt wurden die Daten jeweils mit einem Modell gewichtet, das nur die Altersverteilung berücksichtigt. Das heisst, die erste Grafik in jeder Abbildung zeigt, wie die gegenwärtige Verteilung des verfügbaren Äquivalenzeinkommens von ihrer tatsächlichen Ausprägung abweichen würde, wenn die Altersverteilung heute so wäre wie damals. Der jeweils zweiten Grafik liegt dann ein erweitertes Modell zugrunde, das um den Zivilstand (und Interaktionen

---

<sup>4</sup>Mit Ausnahme von Basel-Stadt, da dort das Alter gemäss Datenlieferung nur in 9 groben Kategorien vorliegt

mit den Altersdummies) erweitert wurde. Im dritten Modell wurde zusätzlich die Anzahl Kinder eingefügt und im vierten Modell schliesslich auch das Geschlecht und eine Interaktion zwischen Geschlecht und dem Zivilstand. Als starke Zusammenfassung der demographischen Effekte zeigt Tabelle 10.1 zudem, welche Gini-Koeffizienten sich auf Basis der vier unterschiedlichen Umgewichtungen der Daten ergeben.

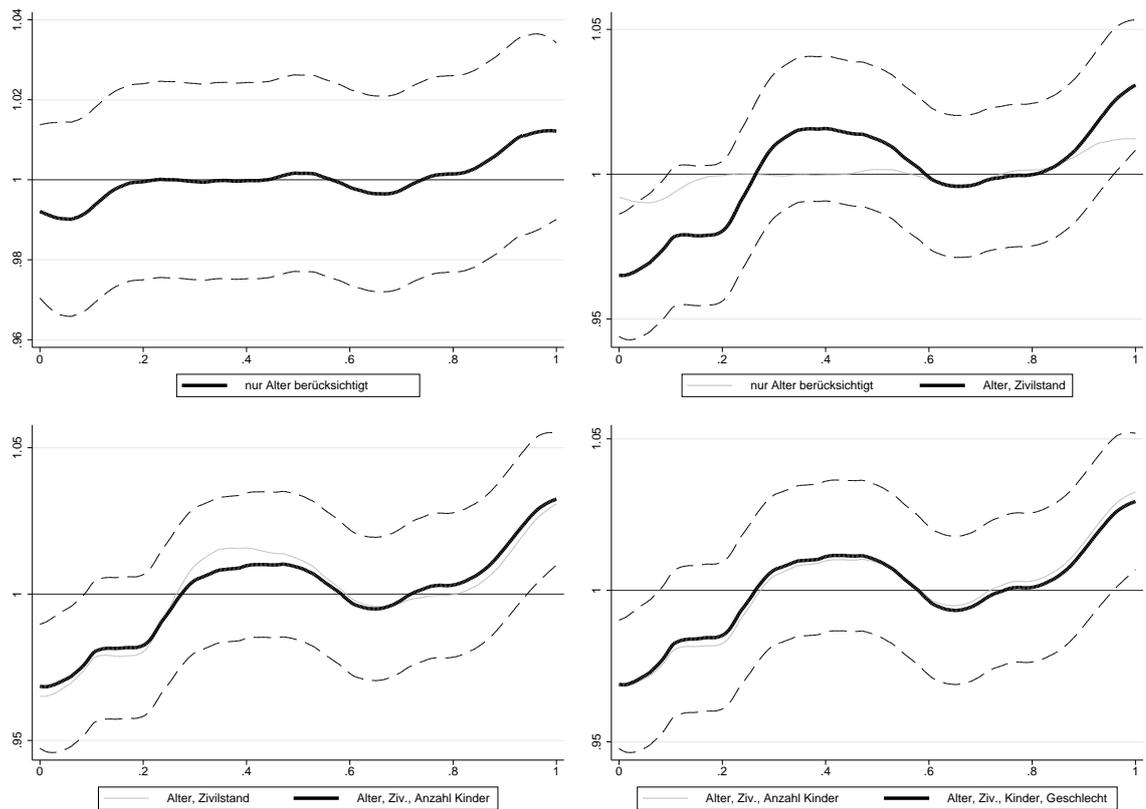
Abbildung 10.3.: Aargau 2007 gegeben die Demographie von 2001



Quelle: Kantonale Steuerdaten Aargau (verfügbares Äquivalenzeinkommen), eigene Berechnungen

Für den Aargau würde man beispielweise mehr Personen im unteren Einkommensbereich (Abbildung 10.3 links oben,  $x < 0.15$ ) und weniger im oberen ( $x > 0.9$ ) vermuten, wenn die Altersstruktur von 2001 zugrunde gelegt würde. Im Wesentlichen schliesst das Konfidenzintervall allerdings die Referenzlinie ein, so dass nur für die Top-Perzentile ein kleiner Alterseffekt besteht. Bezieht man nun zusätzlich die Zivilstandsvariable mit ein, so würde man weniger Personen im unteren Bereich ( $x < 0.3$ ) erwarten und etwas mehr Personen im mittleren ( $0.3 < x < 0.5$ ) und obersten Bereich ( $x > 0.9$ ). Die Ursache hierfür liegt in der Tendenz zur Kohabitation ohne Ehe. Auf diese Weise werden

Abbildung 10.4.: Basel 2011 gegeben die Demographie von 2005

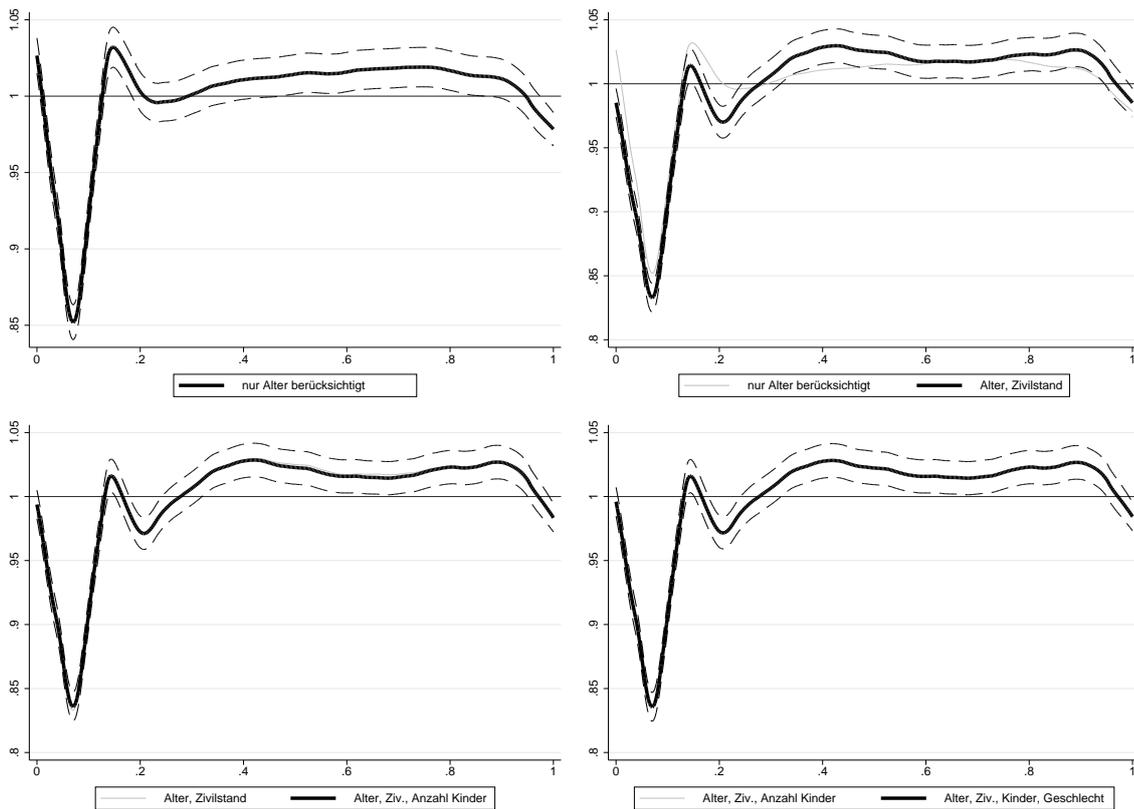


Quelle: Kantonale Steuerdaten Basel (verfügbares Äquivalenzeinkommen), eigene Berechnungen

2007 häufiger statt einem einkommensstarken Ehepaar zwei Unverheiratete beobachtet, deren Einkommen nicht innerhalb ihrer Solidargemeinschaft aufsummiert werden. Einflussreich ist auch die Variable der abzugsfähigen Kinder. Zwei Mechanismen kommen dafür in Frage. Erstens, dass der Zuwachs der abzugsfähigen Kindern primär bei Einkommensstarken stattgefunden hat, zweitens, dass die Interaktion zwischen Kindern und Altersstruktur zum Tragen kommt und einkommensstarke Altersgruppen überproportional von den Kinderabzügen profitieren.

Für Basel zeigen sich keine nennenswerten Ergebnisse. Eine generelle Tendenz besteht, dass man aufgrund der Demographie erwarten würde, dass sich (noch) mehr Personen in oberen Einkommensbereichen befinden. Zur Erinnerung: Die Dichte in den oberen Perzentilen ist gemäss den Abbildungen 9.2 und 9.8 insgesamt gestiegen. Aufgrund der Tendenz der demographischen Variablen würde man in Basel eine zusätzliche Verschärfung

Abbildung 10.5.: Bern 2012 gegeben die Demographie von 2002



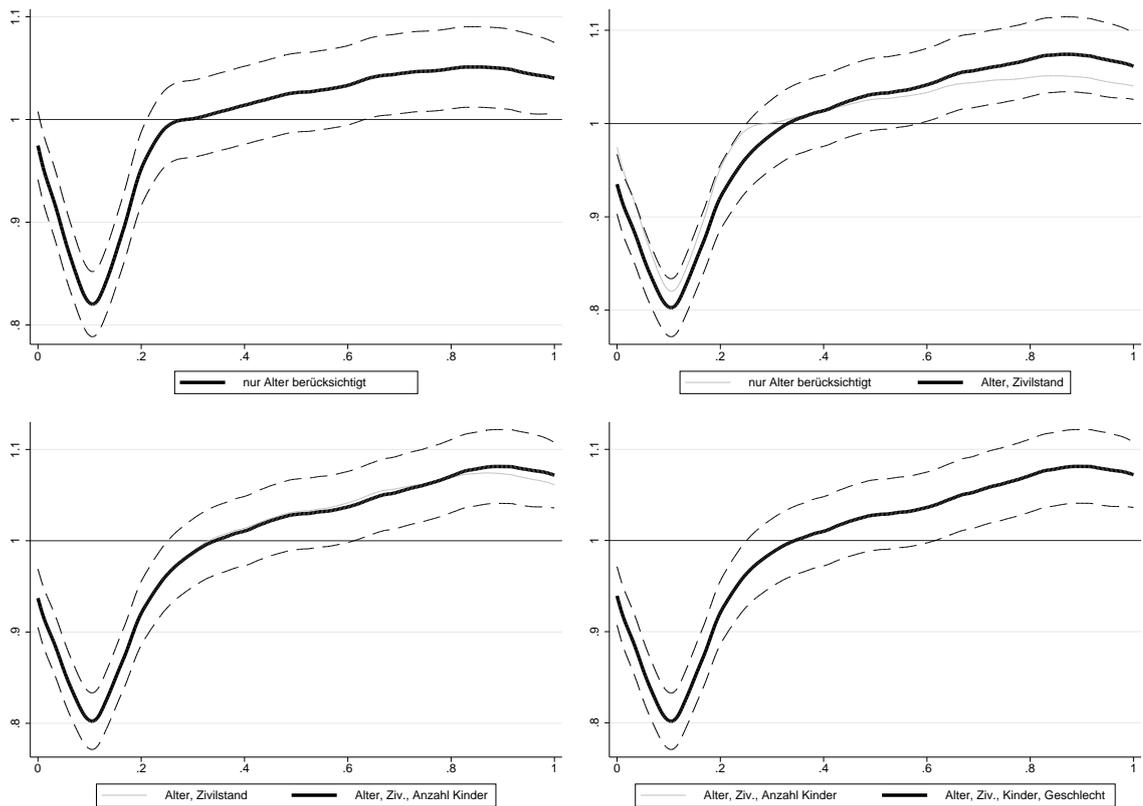
Quelle: Kantonale Steuerdaten Bern (verfügbares Äquivalenzeinkommen), eigene Berechnungen

des Befundes erwarten (wenn die Demographie des früheren Zeitpunkts zugrundegelegt würde).

In Bern zeigt das Alter einen Einfluss auf die Ungleichheitsentwicklung. 2012 finden sich mehr Personen in niedrigen Einkommensbereichen als man es aufgrund der Demographie von 2002 erwarten würde. Ein möglicher Mechanismus wäre die relative Zunahme von Rentnern (vgl. Abbildung 10.1), die weniger einkommensstark sind. Unklar ist, ob hierfür Rentner überproportional zuziehen oder ob einkommensstarke Gruppen überproportional wegziehen.

Im Jura gibt es ebenfalls einen leichten Alterseffekt: Gegeben die Demographie von 2006 würde man 2012 weniger Personen nahe des 10%-Perzentils (bezogen auf 2006) vermuten. Im Jura sind demnach besonders einkommensschwache Gruppen relativ gesehen gewachsen. Ein plausibler Mechanismus ist, dass besonders einkommensschwache

Abbildung 10.6.: Jura 2012 gegeben die Demographie von 2006



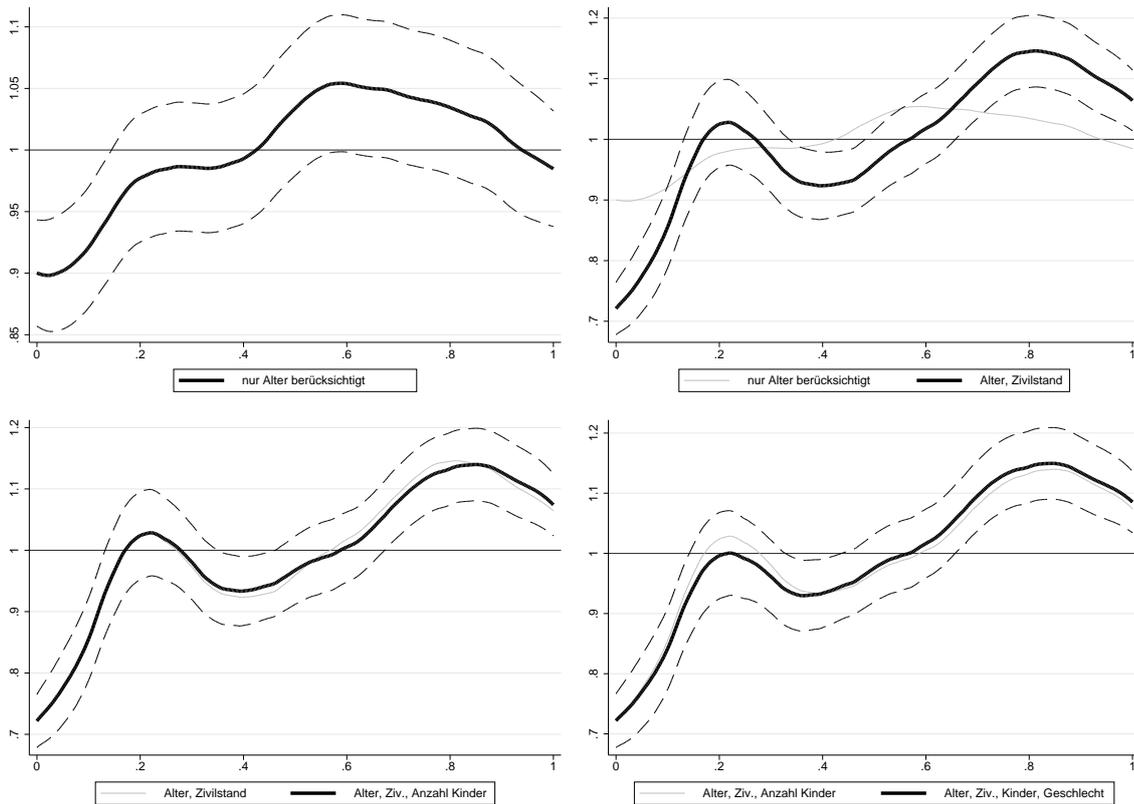
Quelle: Kantonale Steuerdaten Jura (verfügbares Äquivalenzeinkommen), eigene Berechnungen

Personen wenig Mobilität aufweisen und im ländlichen Jura verharren, während einkommensstarke Gruppen häufiger in städtische Gebiete ziehen.

In Obwalden würde man, gegeben die Demographie von 2001, ebenfalls weniger einkommensschwache Personen, dafür aber eine grössere Mittelschicht erwarten.

Zürich bildet bezüglich des Alters eine Ausnahme. Würde man die Altersstruktur von 2004 zugrunde legen, dann würde man deutlich mehr einkommensschwache Personen erwarten. Offenbar zieht Zürich diese Schichten immer weniger an. Überspitzt könnte man sagen: Aus allen Kantonen ziehen die Leute nach Zürich, nur die Ärmsten nicht. Eine Ad-hoc-Erklärung wären die steigenden Mieten und sonstigen Lebenshaltungskosten in Zürich. Allerdings ist bei der Interpretation etwas Vorsicht geboten, da es sich bei den Zürcher Daten um Stichproben und nicht um Vollerhebungen handelt.

Abbildung 10.7.: Obwalden 2011 gegeben die Demographie von 2001



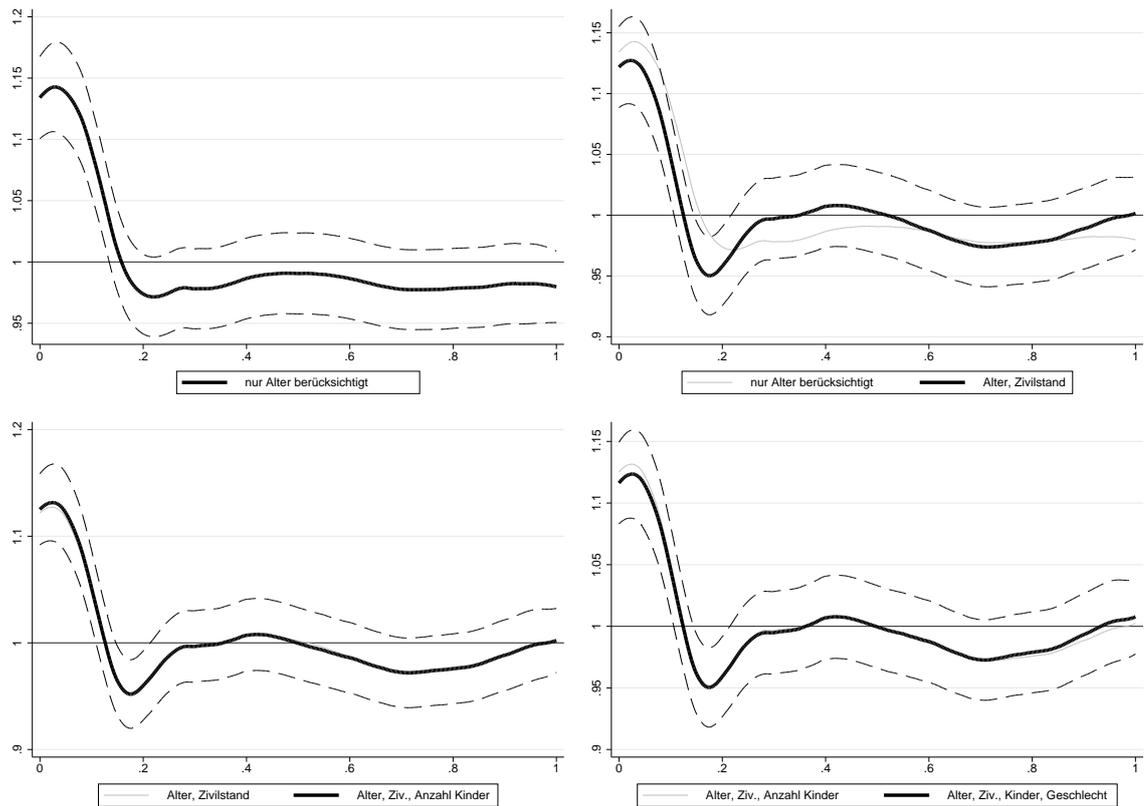
Quelle: Kantonale Steuerdaten Obwalden (Totaleinkommen), eigene Berechnungen

Allen Kantonen gemeinsam ist ein Effekt des Zivilstands. Bildlich gesprochen rotiert durch Kontrolle auf den Zivilstand das Verhältnis der Verteilungen ein Stück weit gegen den Uhrzeigersinn, d.h. man würde weniger einkommensschwache und mehr einkommensstarke Steuereinheiten erwarten, wenn die Zivilstandsstruktur so wäre wie in den vorausgegangenen Perioden. Die Erklärung hierfür ist, analog zu den Ausführungen für den Aargau: Die Tendenz, dass Paare kohabitieren aber nicht heiraten führt dazu, dass gegenwärtig häufiger zwei Unverheiratete anstatt einem Ehepaar mit aufsummiertem Einkommen beobachtet werden.

## 10.4. Zusammenfassung

Um die Ergebnisse der kontrafaktischen Analyse zusammenzufassen: Tabelle 10.1 zeigt, dass der Einfluss der demographischen Entwicklung auf den Gini-Koeffizienten als Ag-

Abbildung 10.8.: Zürich 2011 gegeben die Demographie von 2004



Quelle: Kantonale Steuerdaten Zürich (verfügbares Äquivalenzeinkommen), eigene Berechnungen

gregatmass verschwindend gering ist. Die – zugegebenermassen fast unnötig komplizierte – Detailanalyse über kontrafaktische Verteilungen verschiedener Szenarien zeigt, dass sich in Teilbereichen der Verteilung durchaus Einflüsse finden lassen, die sich im Aggregat jedoch teilweise wieder aufheben. Trotz allem ist der Erklärungswert der demographischen Variablen als vergleichsweise gering einzustufen. Insbesondere die starke Zunahme der obersten Perzentile lässt sich hierdurch nicht erklären und die Ursachen müssen weiter gesucht werden.

Tabelle 10.1.: Gini-Koeffizienten nach Anpassung demographischer Variablen

| Kanton   | Gini<br>Original | Alter<br>angepasst | Alter,<br>Zivilstand | Alter, Ziv.,<br>Kinder | Alter, Ziv., Kinder,<br>Geschlecht |
|----------|------------------|--------------------|----------------------|------------------------|------------------------------------|
| Aargau   | 0.331            | 0.33               | 0.329                | 0.331                  | 0.331                              |
| Basel    | 0.396            | 0.396              | 0.396                | 0.396                  | 0.396                              |
| Bern     | 0.341            | 0.341              | 0.34                 | 0.34                   | 0.34                               |
| Jura     | 0.317            | 0.313              | 0.312                | 0.312                  | 0.312                              |
| Obwalden | 0.332            | 0.338              | 0.336                | 0.331                  | 0.33                               |
| Zuerich  | 0.378            | 0.383              | 0.383                | 0.383                  | 0.383                              |



# 11. Die Rolle von Migration und Segregation

## 11.1. Einleitung

Die Situation in der Schweiz ist speziell. In der Literatur wurde ein Effekt von Immigration auf die Einkommensungleichheit vielfach untersucht. Die Auswirkungen sind dabei eher heterogen und generell nur sehr gering (für einen Überblick siehe Morris und Western 1999). Der beschriebene Mechanismus ist dabei in der Regel, dass die Zuwanderung einen überproportionalen Anteil Geringqualifizierter aufweist. Diese treten auf dem Arbeitsmarkt in Konkurrenz mit jenen Beschäftigten, die am leichtesten ersetzbar sind, wodurch ein starker Druck auf diese (unteren) Löhne entsteht und so die Ungleichheit angetrieben wird. In der Schweiz ist die Situation etwas anders. Laut BFS stammen von den knapp 2 Millionen Ausländern, die in der Schweiz leben, knapp 1,3 Millionen aus EU28- und EFTA-Staaten (Stand 2013), v.a. aus Deutschland, Frankreich und Italien. Aufgrund der regionalen Nähe, besseren Löhnen, geringerer Arbeitslosigkeit und der gemeinsamen Sprache ist es für viele soziale Schichten dieser Länder lukrativ, in die Schweiz zu ziehen. Dementsprechend finden sich v.a. in hochqualifizierten und gut entlohnten Sektoren Zuwanderer. Darüber hinaus ist die Schweiz seit Langem durch Bankengeheimnis und niedrige Steuern attraktiv für multinationale Konzerne (z.B. Glencore, Kanton Zug oder Google, Kanton Zürich) aber auch für superreiche Individuen (etwa der IKEA Gründer Ingvar Kamrad, die Brenninkmeijer Familie (C&A), Ernesto Bertarelli (Pharma), Viktor Vekselberg (Öl/Aluminium) oder Charlene de Carvalho-Heineken, Gérard Wertheimer (Chanel) um nur die Zuwanderer aus den Top 10 der reichsten Wahlschweizer zu nennen<sup>1</sup>). Den Zusammenhang zwischen Migration und Ungleichheit für die

---

<sup>1</sup><http://www.tagesanzeiger.ch/wirtschaft/geld/Das-sind-die-reichsten-Schweizer/story/20443285>

Schweiz zu untersuchen, ist empirisch nicht trivial. Ein bedeutender Grund hierfür ist, dass der Zuzug (oder theoretisch auch Wegzug) von Ausländern und die Einkommensstruktur/Ungleichheit massiv konfundiert ist mit zahlreichen Variablen, z.B. Wellen von Immigranten aufgrund ökonomischer oder politischer Ereignisse im Ausland (z.B. der Zerfall Jugoslawiens oder die Finanzkrise in Europa) und Steuerwettbewerb (hier kommt erschwerend hinzu, dass dieser auf regionaler Ebene stattfindet<sup>2</sup>). Empirische Analysen auf der Makroebene sind aus diesem Grund nicht erfolgsversprechend. Die Steuerdaten der kantonalen Steuerämter erlauben jedoch auf Ebene von Steuereinheiten, einige Mechanismen sehr detailliert nachzuzeichnen und einzelne Puzzleteile zur Bedeutung der Migration für die Ungleichheit beizutragen. Schmidheiny (2006) etwa fand für die Schweiz, dass besonders reiche Haushalte eine hohe Mobilität besitzen, um ihren Wohnort in Gemeinden mit niedrigen Steuern zu verlegen. Dies (der Steuerwettbewerb) ist ein Mechanismus, der die starke Zunahme von Spitzenverdienern und eine damit einhergehende steigende Ungleichheit in den vergangenen Jahren potentiell erklären könnte. Die Daten der Kantone Obwalden und Zürich beinhalten Informationen zum Zu- und Wegzug von Steuerpflichtigen. Darüber hinaus ist aus den Obwaldener Daten bekannt, welcher Nationalität der Steuerpflichtige angehört. Hieraus lässt sich – zumindest exemplarisch für einen Kanton – ein aufschlussreiches Bild über Migrationsströme zeichnen und aufzeigen, wie diese mit ökonomischen Faktoren (Einkommen/Vermögen) zusammenhängen.

## 11.2. Daten und Methode

Für die folgenden Analysen werden retrospektive Daten der Kantone Zürich und Obwalden verwendet. Hierzu wurde jeweils der letztmögliche Zeitpunkt (2011) ausgewählt. Ausgehend von diesem Zeitpunkt wird rückblickend betrachtet, wann die 2011 registrierten Personen im Kanton als steuerpflichtig registriert worden sind. Dieses Vorgehen ermöglicht relativ einfach, eine retrospektive Zeitreihe von Migrationsströmen abzubilden. Nicht beobachtet werden allerdings Personen, die vor 2011 bereits wieder weggezogen sind. Desweiteren wird nur der letztmalige Zuzug dokumentiert. Eine Person die z.B. 1985 in Zürich geboren wurde, zum Studieren 2005 nach Bern und nach dem Stu-

---

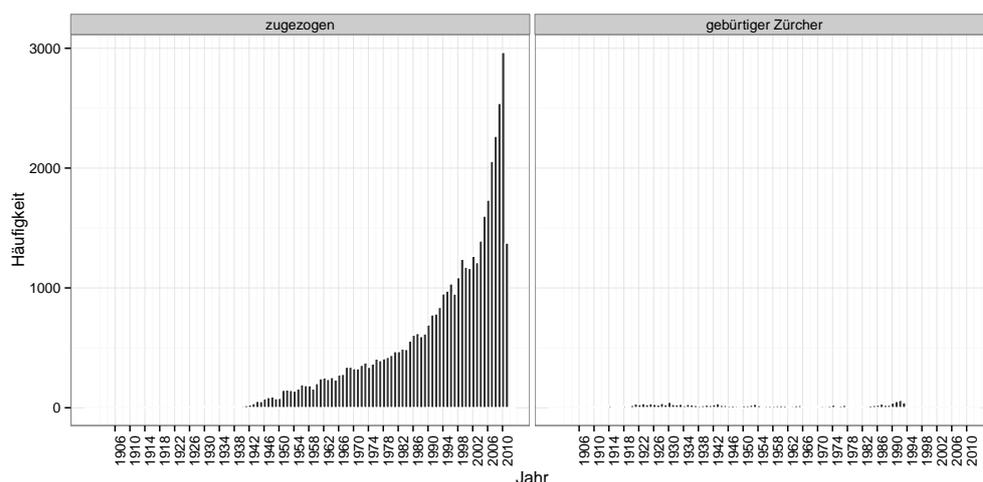
<sup>2</sup>Ein Beispiel: Ein Kanton senkt massiv Steuern um Reiche anzulocken. Dem Lockruf folgen zahlreiche ausländische Bürger, v.a. aber auch reiche Schweizer aus anderen Kantonen. Der Zusammenhang zwischen Immigration und Ungleichheit ist dann grossteils ein Artefakt der innerschweizer Migration (Segregation).

dium 2010 zurück nach Zürich gezogen ist, wird in Zürich als Zuzügler 2010 geführt. Daraus ergibt sich die extrem geringe Zahl gebürtiger Zürcher in den Daten. Gebürtige sind per Annahme jene Personen, die nie weggezogen sind und daher ab Beginn ihrer Steuerpflicht mit dem Datum ihrer Geburt erfasst werden. Ferner werden Personen ausgeschlossen, die zwar in Obwalden/Zürich Steuern zahlen aber ihren Wohnsitz nicht im Kanton haben (z.B. Selbstständige oder Liegenschaftsbesitzer).

### 11.3. Deskriptive Ergebnisse

Abbildungen 11.1 und 11.2 zeigen die Neuregistrierungen beim Steueramt (hier als Zuzugsströme und Geburten angenommen) für Zürich und Obwalden.

Abbildung 11.1.: Zürich: Neuregistrierungen durch Zuzug/Geburt (Anzahl Personen) pro Jahr ab 1900

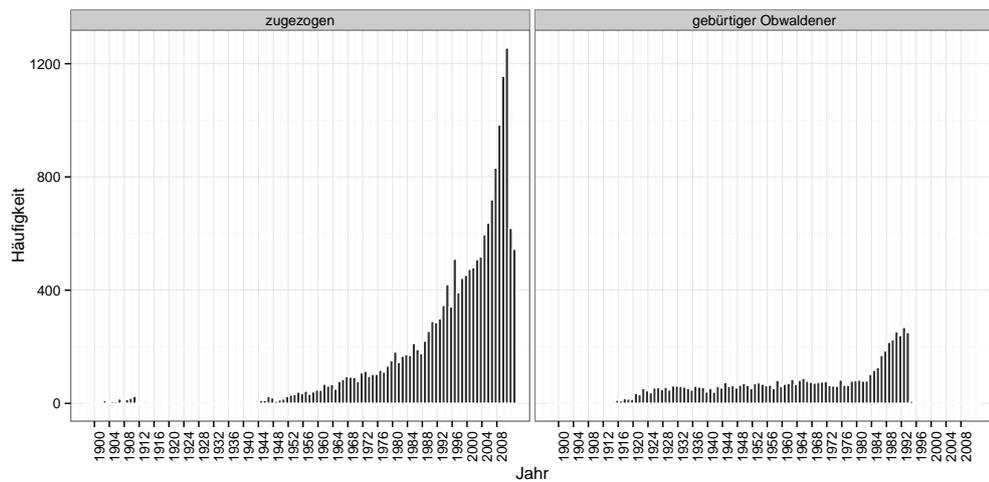


Quelle: Kantonale Steuerdaten Zürich, eigene Berechnungen

Beide Kantone verzeichnen in den letzten Jahrzehnten starke Zuwächse. Für Zürich scheint es wie gesagt jedoch nicht möglich, Gebürtige von Zugezogenen zu trennen. In Obwalden gelingt diese Trennung. Für beide Kantone gilt, dass insbesondere ab den 2000er-Jahren viele Leute zugezogen sind. In Obwalden gibt es zudem einen ungewöhnlich hohen Zuzug 1996.

Um die Frage nach den Auswirkungen auf die Ungleichheit zu beantworten muss genauer betrachtet werden, von wo diese Leute zuziehen und welche ökonomische Ausstattung sie besitzen. Für beide Kantone lässt sich etwa zeigen, wann das gegenwärti-

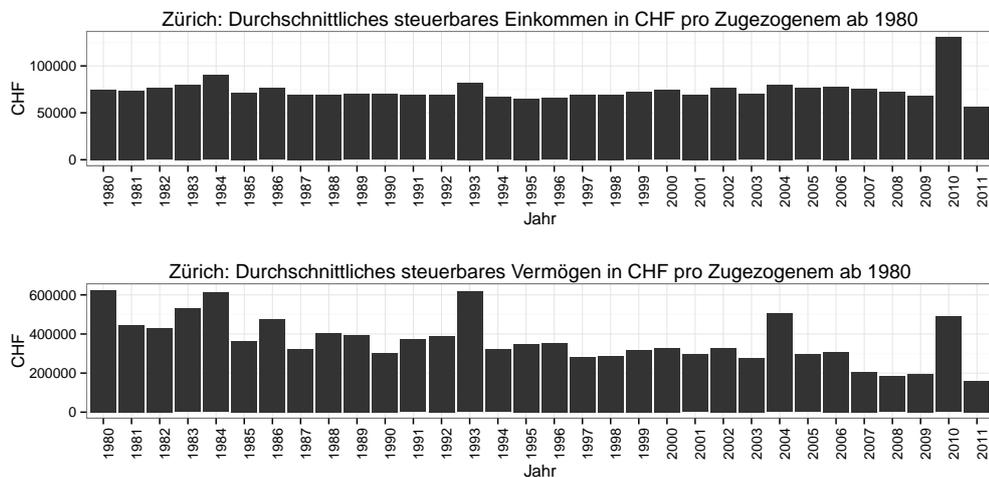
Abbildung 11.2.: Obwalden: Neuregistrierungen durch Zuzug/Geburt (Anzahl Personen) pro Jahr ab 1900



Quelle: Kantonale Steuerdaten Obwalden, eigene Berechnungen

ge Privatvermögen bzw. wann Personen mit gegenwärtig hohem Einkommen zugezogen sind, indem man die Zuzüge entsprechend mit ihrem durchschnittlichen steuerbaren Vermögen/Einkommen 2011 (OW) bzw. 2011 (ZH) gewichtet. Abbildungen 11.3 und 11.4 zeigen diesen Sachverhalt für Zürich und Obwalden ab 1980.

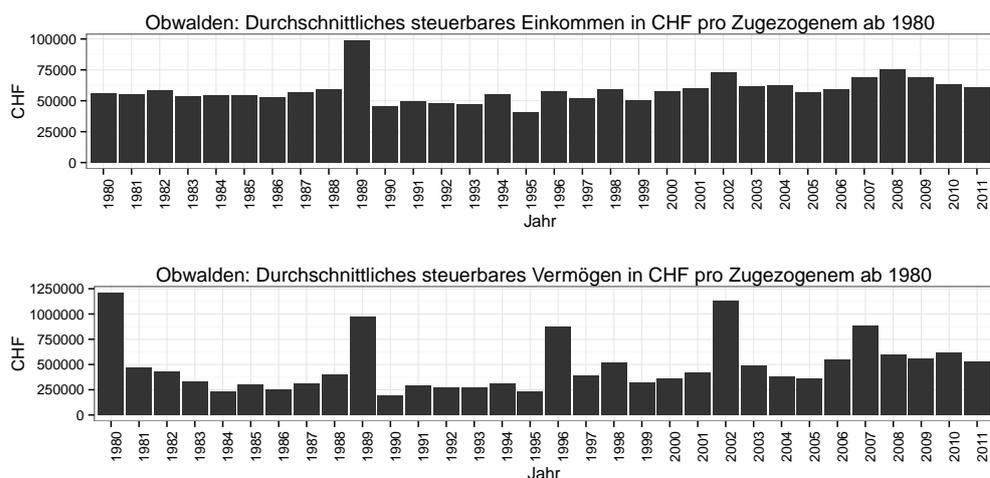
Abbildung 11.3.: Ökonomische Ausstattung der Zuzügler (ZH)



Quelle: Kantonale Steuerdaten Zürich, eigene Berechnungen

Es zeichnet sich kein allgemeiner Trend ab. Obwohl es in jedem Jahr mehrere hundert Fälle gibt, ist das Bild dennoch stark durch Einzelfälle geprägt (z.B. Zürich 2010, Obwalden 1980). Griffiger ist die Darstellung von Perzentilsverhältnissen über die Zeit,

Abbildung 11.4.: Ökonomische Ausstattung der Zuzügler (OW)

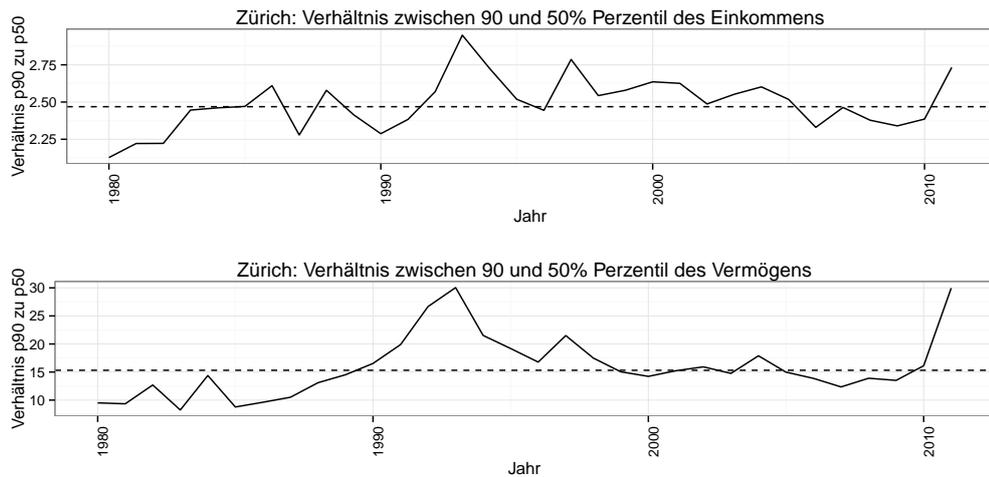


Quelle: Kantonale Steuerdaten Obwalden, eigene Berechnungen

z.B. das Verhältnis zwischen 90% Perzentil und dem Median. Abbildungen 11.5 und 11.6 zeigen das Verhältnis für Zürich und Obwalden jeweils für Einkommen und Vermögen, mit Ausnahme des Vermögens in Obwalden. Hier wurde das Verhältnis zwischen 90% und 75% Perzentil abgetragen, da zeitweise der Median des zugewanderten Vermögens bei 0 lag. Die Interpretation der Grafik ist relativ zugänglich: Werte unterhalb der gestrichelten Linie (gegenwärtiges Perzentilsverhältnis) bedeuten eine Abnahme des Perzentilsverhältnisses durch den Zuzug im entsprechenden Jahr, Werte oberhalb bedeuten eine Zunahme. Wenn wir das Perzentilsverhältnis als Ungleichheitsmass akzeptieren, so lässt sich aus den Abbildungen herauslesen, wann in welchem Kanton die Ungleichheit durch Migration zu- und abgenommen hat. In Obwalden gibt es einen relativ klaren Trend: Ab 1997 ist der Beitrag der Migration zur Einkommensungleichheit stets ungleichheitsfördernd. Bzgl. des Vermögens ist das Bild ähnlich, der Trend beginnt jedoch schon etwas früher. In Zürich lässt sich die Reihe in mehrere Phasen aufteilen: Anfang der 1990er-Jahre sind sehr heterogene Steuersubjekte zugezogen, ein Trend, der 1994 bis 2010 jedoch wieder abebbt. Die jüngste Periode zeigt jedoch wieder einen ungleichheitsverstärkenden Zuzug.

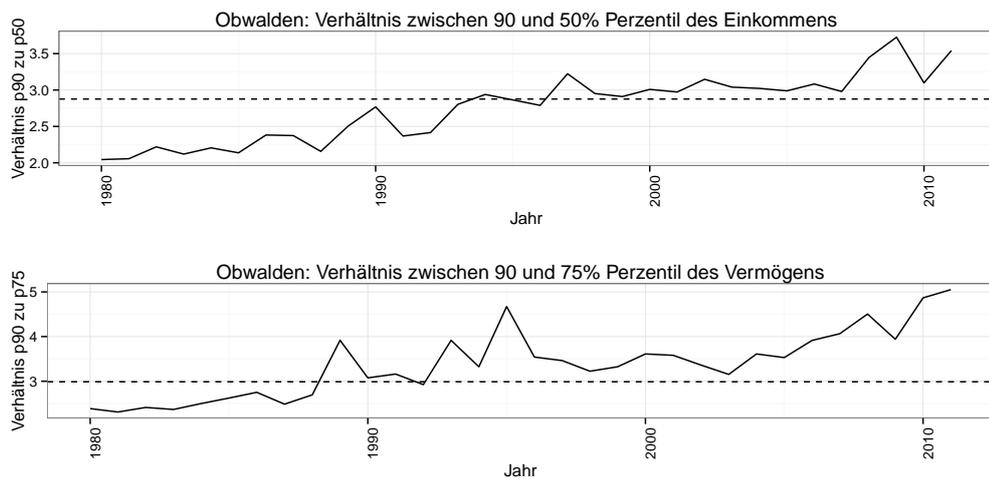
Ein wichtiger Punkt, der hier methodisch eingewandt werden kann ist, dass sich durch die retrospektive Betrachtung potentiell Effekte des Alters mit dem Effekt der Zuwanderung vermischen. Zudem fehlen die Fälle, die zwischenzeitlich zugezogen waren aber 2011 bereits wieder weggezogen sind. Abbildung 11.7 basiert daher (nicht retrospektiv) auf den jeweils letztjährig zugezogenen Fällen jedes Jahres von 2001 bis 2011 für den Kanton

Abbildung 11.5.: Perzentilsverhältnisse der Zuzügler (ZH)



Quelle: Kantonale Steuerdaten Zürich (steuerbares Einkommen/Vermögen), eigene Berechnungen

Abbildung 11.6.: Perzentilsverhältnisse der Zuzügler (OW)

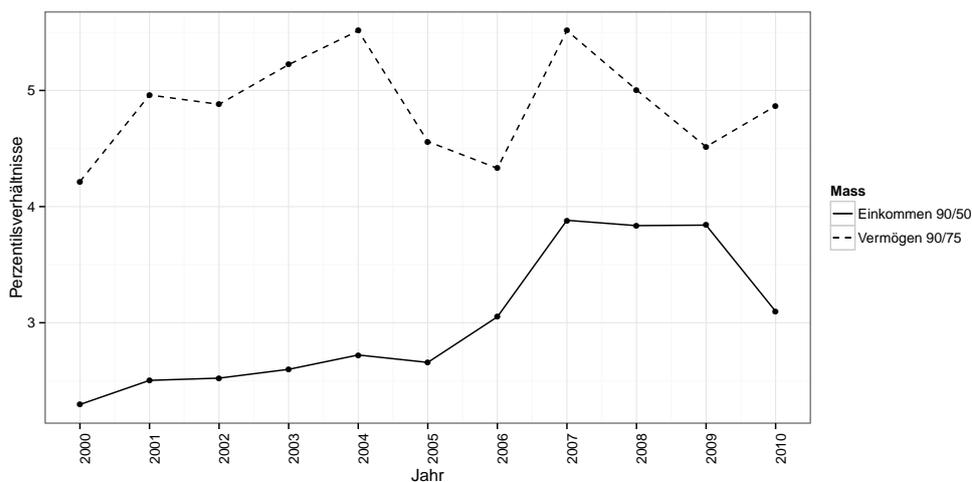


Quelle: Kantonale Steuerdaten Obwalden (steuerbares Einkommen/Vermögen), eigene Berechnungen

Obwalden. Dadurch lässt sich der Sachverhalt zwar für einen kürzeren Zeitraum, dafür aber methodisch reiner darstellen. Zudem zeigt die korrespondierende Tabelle 11.10, dass die Zugezogenen nicht systematisch nach Alter variieren. Das Niveau der Perzentilsverhältnisse für die Vermögen liegt in dieser Abbildung anfangs etwas höher, später etwas tiefer als in Abbildung 11.6<sup>3</sup>. Die Reihe der Perzentilsverhältnisse für Einkommen weist einen ähnlichen Trend auf wie in Abbildung 11.6, startet und endet allerdings etwas fla-

<sup>3</sup>Das scheint nicht ungewöhnlich, da die Reihe auch ein Stück weit durch Ausreisser getrieben ist.

Abbildung 11.7.: Perzentilsverhältnisse der Einkommen und Vermögen der letztjährigen Zuzügler (OW)



Quelle: Kantonale Steuerdaten Obwalden (steuerbares Einkommen/Vermögen), eigene Berechnungen

cher. Aus dieser Betrachtung kommen keine starken Zweifel auf, dass die Retrospektive systematisch verzerrt wäre.

## 11.4. Die Rolle der Herkunft

In den Daten des Kanton Obwalden liegen Informationen zur Nationalität der Steuersubjekte vor, für Zürich leider nicht. Daher werden die folgenden Analysen ausschliesslich für Obwalden durchgeführt. Bekannt ist sowohl die Nationalität als auch der Zuzugskanton, falls das Steuersubjekt seinen letzten Wohnsitz bereits innerhalb der Schweiz hatte. Hieraus können einige Indizien zum Einfluss der Herkunft und separat zur Bedeutung des Steuerwettbewerbs (innerschweizer Migration) gewonnen werden. Abbildung 11.8 zeigt die Entwicklung von verschiedenen Perzentilsverhältnissen separat für Schweizer und Nicht-Schweizer. Hierfür wurden die Daten zweijährlich aggregiert und die Perzentile relativ moderat gewählt, so dass 1. die Perzentilsverhältnisse alle berechenbar sind (keine Division durch 0) und 2. die Verhältnisse in einem gut zeichenbaren Range sind<sup>4</sup>. Überraschenderweise scheint die innerschweizer Migration nur einen geringfügigen Beitrag zur Ungleichheit zu haben. Der Effekt ist viel stärker durch Nicht-Schweizer getrieben,

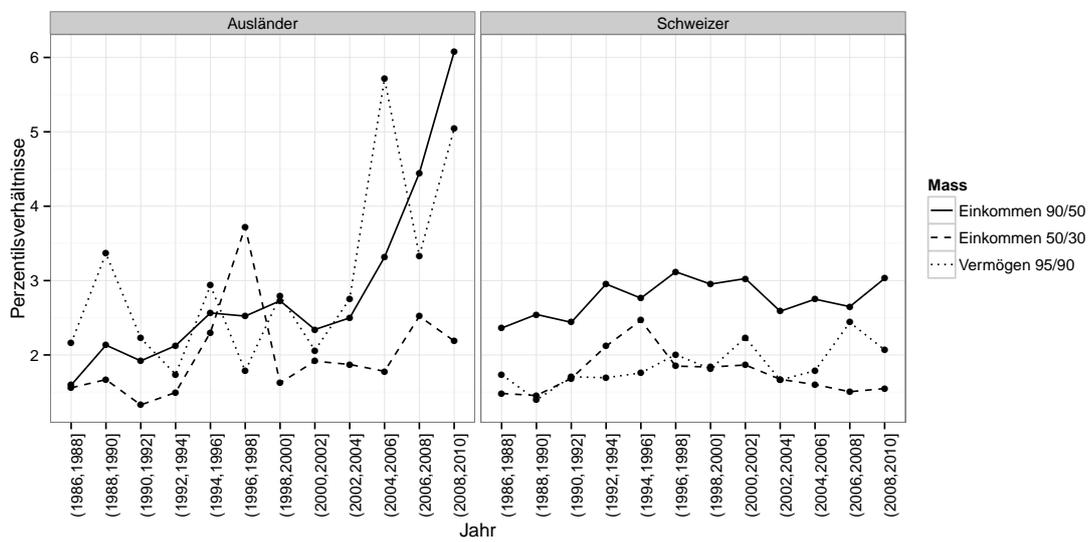
<sup>4</sup>Detaillierte Analysen, z.B. pro Nationalität oder eine Aufteilung in OECD und nicht-OECD Länder ist leider nicht möglich, da die Fallzahl pro aggregiertem Datenpunkt dann zu klein wird.

deren Zuzugs-Gruppen über die Jahre mehr und mehr heterogen wurden. Auch ist erkennbar, dass die Ungleichheitszunahme durch Immigration primär am oberen Ende der Einkommensverteilung stattfindet: die Entwicklung des Verhältnisses zwischen Median und 30% Perzentil (Proxy für niedrige aber vorhandene Einkommen) ist ziemlich flach.

Eine vertiefte Analyse der innerschweizer Migration (rechter Teil der Grafik) sieht auf den ersten Blick nicht sehr vielversprechend aus. Erstens ist die Fallzahl pro Zuzugskanton und Zeitpunkt relativ niedrig, zweitens scheint es keine sehr starken Trends zu geben. Auf der anderen Seite erlaubt eine solche Analyse einen Einblick in die Ungleichheitsstruktur anderer Kantone, aus denen ansonsten keine Individualdaten vorliegen. Es ist zwar nicht davon auszugehen, dass die Wegzügler eine repräsentative Stichprobe des Heimatkantons sind, aber es gibt einen illustrativen Überblick, aus welchen Kantonen der Schweiz welches Klientel zuzieht. Hierfür macht es am meisten Sinn, alle Zeitpunkte (der Fallzahl wegen) zu poolen und ein Ungleichheitsmass (im Folgenden der Gini) für alle Herkunftskantone zu berechnen. Die Tabellen 11.1 und 11.2 zeigen die Gini-Koeffizienten von Einkommen und Vermögen der Zuzügler nach Herkunftskanton. Auch hier besteht die Diskrepanz zwischen zugezogenen Ausländern (Gini: 0.79) und Inländern (0.55). Die insgesamt Tendenz stimmt mit den Erfahrungswerten überein: im oberen Teil des Rankings befinden sich gehäuft Kantone, die sich wie Obwalden ebenfalls um ein kompetitives Steuersystem bemühen: Tessin, Uri, Genf, Appenzell Innerrhoden, Zug. Allerdings ist die Fallzahl sehr gering und Ergebnisse können leicht von Einzelfällen gesteuert sein. Für die Vermögen sieht das Bild ähnlich aus. Auch hier fallen aber wieder insbesondere die Ausländer ins Gewicht.

## **11.5. Tabellen**

Abbildung 11.8.: Perzentilsverhältnisse der Einkommen und Vermögen nach Nationalität (OW)



Quelle: Kantonale Steuerdaten Obwalden (steuerbares Einkommen/Vermögen), eigene Berechnungen

Tabelle 11.1.: Ranking der Zuzugskantone nach dem Gini-Koeffizienten der Zuzügler (steuerbares Einkommen)

| Zuzug von    | Gini | Fallzahl |
|--------------|------|----------|
| Ausland      | 0.79 | 1473     |
| TI           | 0.77 | 56       |
| BS           | 0.67 | 153      |
| UR           | 0.65 | 149      |
| GE           | 0.63 | 21       |
| NE           | 0.63 | 14       |
| AI           | 0.59 | 9        |
| SG           | 0.59 | 144      |
| BL           | 0.58 | 240      |
| FR           | 0.58 | 59       |
| ZG           | 0.58 | 344      |
| ZH           | 0.58 | 763      |
| OW           | 0.57 | 28861    |
| Durchschnitt |      |          |
| LU           | 0.56 | 2482     |
| SZ           | 0.56 | 235      |
| NW           | 0.55 | 1435     |
| BE           | 0.53 | 539      |
| TG           | 0.53 | 76       |
| AG           | 0.52 | 565      |
| VD           | 0.52 | 59       |
| VS           | 0.52 | 89       |
| GL           | 0.49 | 21       |
| SH           | 0.49 | 21       |
| SO           | 0.49 | 177      |
| AR           | 0.48 | 15       |
| GR           | 0.48 | 167      |
| JU           | 0.44 | 11       |

Quelle: Kantonale Steuerdaten Obwalden, eigene Berechnungen

Tabelle 11.2.: Ranking der Zuzugskantone nach dem Gini-Koeffizienten der Zuzügler (steuerbares Vermögen)

| Zuzug von          | Gini | Fallzahl |
|--------------------|------|----------|
| UR                 | 0.96 | 149      |
| Ausland            | 0.93 | 1473     |
| SG                 | 0.90 | 144      |
| TI                 | 0.90 | 56       |
| BS                 | 0.89 | 153      |
| TG                 | 0.88 | 76       |
| ZG                 | 0.88 | 344      |
| OW<br>Durchschnitt | 0.88 | 22861    |
| BE                 | 0.87 | 539      |
| SO                 | 0.87 | 177      |
| NW                 | 0.86 | 1435     |
| VS                 | 0.86 | 89       |
| FR                 | 0.85 | 59       |
| GE                 | 0.85 | 21       |
| LU                 | 0.85 | 2482     |
| AR                 | 0.84 | 15       |
| SH                 | 0.82 | 21       |
| VD                 | 0.82 | 59       |
| SZ                 | 0.81 | 235      |
| ZH                 | 0.80 | 763      |
| AG                 | 0.79 | 565      |
| AI                 | 0.79 | 9        |
| BL                 | 0.79 | 240      |
| GR                 | 0.78 | 167      |
| NE                 | 0.72 | 14       |
| GL                 | 0.67 | 21       |
| JU                 | 0.62 | 11       |

Quelle: Kantonale Steuerdaten Obwalden, eigene Berechnungen

Tabelle 11.3.: Steuerbares Einkommen, Vermögen und Ungleichheit der 2011 pflichtigen, nie weggezogenen Obwaldener nach Geburtsjahr

| Jahr | mittleres Einkommen | mittleres Vermögen | Gini Einkommen | Gini Vermögen | N   |
|------|---------------------|--------------------|----------------|---------------|-----|
| 1945 | 36951               | 376068             | 0.404          | 0.575         | 75  |
| 1946 | 45914               | 535397             | 0.408          | 0.605         | 59  |
| 1947 | 40165               | 274565             | 0.403          | 0.542         | 64  |
| 1948 | 49245               | 483273             | 0.427          | 0.533         | 55  |
| 1949 | 44312               | 350108             | 0.436          | 0.579         | 65  |
| 1950 | 38579               | 276851             | 0.457          | 0.588         | 68  |
| 1951 | 56400               | 451970             | 0.337          | 0.608         | 66  |
| 1952 | 69457               | 468907             | 0.499          | 0.763         | 54  |
| 1953 | 55234               | 401803             | 0.476          | 0.682         | 71  |
| 1954 | 47242               | 298423             | 0.402          | 0.660         | 72  |
| 1955 | 49346               | 352612             | 0.377          | 0.649         | 67  |
| 1956 | 55132               | 259154             | 0.411          | 0.631         | 65  |
| 1957 | 59280               | 399338             | 0.483          | 0.750         | 65  |
| 1958 | 47774               | 227264             | 0.378          | 0.679         | 53  |
| 1959 | 49390               | 296100             | 0.383          | 0.660         | 81  |
| 1960 | 45183               | 291119             | 0.371          | 0.752         | 60  |
| 1961 | 50973               | 261284             | 0.409          | 0.755         | 68  |
| 1962 | 54872               | 285310             | 0.450          | 0.561         | 71  |
| 1963 | 55777               | 468214             | 0.472          | 0.732         | 85  |
| 1964 | 44221               | 209727             | 0.395          | 0.664         | 67  |
| 1965 | 47162               | 268366             | 0.359          | 0.744         | 82  |
| 1966 | 49975               | 215124             | 0.345          | 0.621         | 89  |
| 1967 | 44928               | 155658             | 0.365          | 0.760         | 79  |
| 1968 | 46887               | 204200             | 0.384          | 0.681         | 75  |
| 1969 | 44558               | 177127             | 0.381          | 0.741         | 72  |
| 1970 | 39682               | 274459             | 0.389          | 0.757         | 75  |
| 1971 | 49147               | 126653             | 0.368          | 0.607         | 76  |
| 1972 | 36500               | 172385             | 0.341          | 0.773         | 78  |
| 1973 | 43229               | 184413             | 0.366          | 0.773         | 63  |
| 1974 | 46531               | 134274             | 0.351          | 0.636         | 62  |
| 1975 | 41285               | 125869             | 0.311          | 0.657         | 62  |
| 1976 | 34033               | 117951             | 0.350          | 0.718         | 82  |
| 1977 | 53125               | 493262             | 0.454          | 0.894         | 65  |
| 1978 | 43078               | 104769             | 0.272          | 0.669         | 65  |
| 1979 | 44309               | 100857             | 0.263          | 0.595         | 78  |
| 1980 | 41284               | 102422             | 0.349          | 0.707         | 83  |
| 1981 | 30822               | 50817              | 0.365          | 0.667         | 82  |
| 1982 | 33813               | 55810              | 0.312          | 0.657         | 79  |
| 1983 | 31771               | 65595              | 0.279          | 0.720         | 80  |
| 1984 | 32574               | 46515              | 0.336          | 0.732         | 103 |
| 1985 | 27254               | 27179              | 0.336          | 0.721         | 117 |
| 1986 | 23050               | 26118              | 0.425          | 0.818         | 127 |
| 1987 | 21620               | 19462              | 0.427          | 0.790         | 171 |
| 1988 | 18957               | 18282              | 0.421          | 0.791         | 189 |
| 1989 | 16294               | 11639              | 0.465          | 0.784         | 216 |
| 1990 | 14395               | 7198               | 0.477          | 0.841         | 223 |
| 1991 | 9226                | 5996               | 0.585          | 0.866         | 252 |
| 1992 | 4770                | 3063               | 0.748          | 0.921         | 238 |
| 1993 | 1360                | 3033               | 0.905          | 0.982         | 272 |
| 1994 | 248                 | 825                | 0.966          | 0.992         | 252 |

Quelle: Kantonale Steuerdaten Obwalden, eigene Berechnungen

Tabelle 11.4.: Steuerbares Einkommen, Vermögen und Ungleichheit der 2011 pflichtigen, zugezogenen Obwaldener nach Zuzugjahr (1945 bis 1985)

| Jahr | mittleres<br>Einkommen | mittleres<br>Vermögen | Gini<br>Einkommen | Gini<br>Vermögen | N   |
|------|------------------------|-----------------------|-------------------|------------------|-----|
| 1945 | 26767                  | 850333                | 0.565             | 0.841            | 9   |
| 1946 | 31978                  | 396222                | 0.755             | 0.720            | 9   |
| 1947 | 16313                  | 196174                | 0.343             | 0.617            | 23  |
| 1948 | 17833                  | 167667                | 0.372             | 0.687            | 21  |
| 1949 | 24562                  | 224125                | 0.274             | 0.512            | 8   |
| 1950 | 30269                  | 509846                | 0.229             | 0.456            | 13  |
| 1951 | 28600                  | 326500                | 0.491             | 0.595            | 14  |
| 1952 | 32367                  | 637370                | 0.518             | 0.731            | 27  |
| 1953 | 30890                  | 292448                | 0.376             | 0.573            | 29  |
| 1954 | 38366                  | 648469                | 0.484             | 0.658            | 33  |
| 1955 | 39650                  | 513000                | 0.462             | 0.684            | 40  |
| 1956 | 27884                  | 439781                | 0.454             | 0.761            | 32  |
| 1957 | 38340                  | 442362                | 0.450             | 0.547            | 47  |
| 1958 | 64997                  | 646875                | 0.650             | 0.679            | 32  |
| 1959 | 36466                  | 325073                | 0.429             | 0.634            | 41  |
| 1960 | 36820                  | 466388                | 0.437             | 0.709            | 49  |
| 1961 | 32687                  | 284978                | 0.338             | 0.518            | 47  |
| 1962 | 38723                  | 554431                | 0.370             | 0.647            | 65  |
| 1963 | 35929                  | 299413                | 0.387             | 0.633            | 64  |
| 1964 | 51912                  | 636938                | 0.468             | 0.686            | 67  |
| 1965 | 37202                  | 381040                | 0.491             | 0.632            | 50  |
| 1966 | 49208                  | 530231                | 0.411             | 0.685            | 79  |
| 1967 | 54942                  | 687595                | 0.510             | 0.711            | 84  |
| 1968 | 44491                  | 432906                | 0.524             | 0.691            | 97  |
| 1969 | 48740                  | 613011                | 0.419             | 0.658            | 93  |
| 1970 | 50659                  | 423102                | 0.372             | 0.627            | 90  |
| 1971 | 401099                 | 6421487               | 0.921             | 0.966            | 77  |
| 1972 | 40354                  | 325028                | 0.397             | 0.673            | 108 |
| 1973 | 52688                  | 717732                | 0.452             | 0.712            | 114 |
| 1974 | 109873                 | 3007271               | 0.649             | 0.928            | 96  |
| 1975 | 66130                  | 604865                | 0.418             | 0.660            | 104 |
| 1976 | 49355                  | 393772                | 0.454             | 0.723            | 102 |
| 1977 | 66891                  | 582179                | 0.555             | 0.790            | 118 |
| 1978 | 55486                  | 486089                | 0.410             | 0.683            | 112 |
| 1979 | 57364                  | 575397                | 0.429             | 0.783            | 131 |
| 1980 | 56403                  | 1212021               | 0.431             | 0.873            | 152 |
| 1981 | 55055                  | 470622                | 0.417             | 0.733            | 183 |
| 1982 | 58903                  | 432897                | 0.424             | 0.762            | 143 |
| 1983 | 53460                  | 334812                | 0.473             | 0.770            | 168 |
| 1984 | 54555                  | 229012                | 0.445             | 0.749            | 174 |
| 1985 | 54341                  | 300279                | 0.401             | 0.708            | 168 |

Quelle: Kantonale Steuerdaten Obwalden, eigene Berechnungen

Tabelle 11.5.: Steuerbares Einkommen, Vermögen und Ungleichheit der 2011 pflichtigen, zugezogenen Obwaldener nach Zuzugjahr (ab 1986)

| Jahr | mittleres<br>Einkommen | mittleres<br>Vermögen | Gini<br>Einkommen | Gini<br>Vermögen | N    |
|------|------------------------|-----------------------|-------------------|------------------|------|
| 1986 | 52538                  | 249405                | 0.430             | 0.774            | 212  |
| 1987 | 56808                  | 308238                | 0.446             | 0.759            | 190  |
| 1988 | 59185                  | 400971                | 0.492             | 0.840            | 174  |
| 1989 | 99036                  | 975562                | 0.695             | 0.944            | 221  |
| 1990 | 45253                  | 196615                | 0.433             | 0.789            | 254  |
| 1991 | 49622                  | 290052                | 0.446             | 0.864            | 292  |
| 1992 | 47955                  | 271747                | 0.501             | 0.879            | 284  |
| 1993 | 47502                  | 272231                | 0.532             | 0.853            | 302  |
| 1994 | 55109                  | 315710                | 0.618             | 0.871            | 345  |
| 1995 | 40823                  | 234566                | 0.574             | 0.887            | 418  |
| 1996 | 57461                  | 877009                | 0.610             | 0.953            | 342  |
| 1997 | 51975                  | 391658                | 0.569             | 0.851            | 508  |
| 1998 | 58941                  | 517906                | 0.570             | 0.864            | 389  |
| 1999 | 50318                  | 322417                | 0.506             | 0.802            | 444  |
| 2000 | 57328                  | 360881                | 0.589             | 0.859            | 453  |
| 2001 | 60147                  | 418192                | 0.561             | 0.823            | 473  |
| 2002 | 72861                  | 1127148               | 0.619             | 0.930            | 482  |
| 2003 | 61368                  | 489626                | 0.540             | 0.886            | 506  |
| 2004 | 62801                  | 376367                | 0.530             | 0.828            | 519  |
| 2005 | 57156                  | 357385                | 0.531             | 0.835            | 601  |
| 2006 | 59625                  | 546760                | 0.562             | 0.912            | 630  |
| 2007 | 69109                  | 883850                | 0.598             | 0.927            | 721  |
| 2008 | 75835                  | 598896                | 0.628             | 0.894            | 838  |
| 2009 | 69158                  | 557412                | 0.605             | 0.903            | 986  |
| 2010 | 63250                  | 614580                | 0.590             | 0.919            | 1154 |
| 2011 | 60758                  | 531008                | 0.624             | 0.914            | 1288 |

Quelle: Kantonale Steuerdaten Obwalden, eigene Berechnungen

Tabelle 11.6.: Steuerbares Einkommen, Vermögen und Ungleichheit der 2011 pflichtigen, nie weggezogenen Zürcher nach Geburtsjahr

| Jahr | mittleres Einkommen | mittleres Vermögen | Gini Einkommen | Gini Vermögen | N  |
|------|---------------------|--------------------|----------------|---------------|----|
| 1945 | 72352               | 563333             | 0.369          | 0.581         | 21 |
| 1946 | 72188               | 495812             | 0.547          | 0.642         | 16 |
| 1947 | 52394               | 328056             | 0.297          | 0.534         | 18 |
| 1948 | 62407               | 295733             | 0.369          | 0.563         | 15 |
| 1949 | 85085               | 1720231            | 0.537          | 0.757         | 13 |
| 1950 | 88817               | 179111             | 0.474          | 0.626         | 18 |
| 1951 | 68283               | 459389             | 0.519          | 0.768         | 18 |
| 1952 | 121741              | 480591             | 0.507          | 0.712         | 22 |
| 1953 | 77403               | 362452             | 0.300          | 0.696         | 31 |
| 1954 | 76121               | 297895             | 0.262          | 0.590         | 19 |
| 1955 | 105836              | 510636             | 0.218          | 0.530         | 11 |
| 1956 | 117800              | 574667             | 0.461          | 0.593         | 15 |
| 1957 | 58093               | 123867             | 0.397          | 0.435         | 15 |
| 1958 | 78231               | 740688             | 0.458          | 0.646         | 16 |
| 1959 | 60605               | 184211             | 0.363          | 0.660         | 19 |
| 1960 | 73700               | 299222             | 0.333          | 0.634         | 18 |
| 1961 | 72781               | 668250             | 0.367          | 0.826         | 16 |
| 1962 | 97350               | 416917             | 0.396          | 0.655         | 12 |
| 1963 | 69750               | 818071             | 0.303          | 0.724         | 14 |
| 1964 | 72878               | 338500             | 0.433          | 0.794         | 18 |
| 1965 | 72168               | 319842             | 0.311          | 0.573         | 19 |
| 1966 | 132400              | 2660400            | 0.567          | 0.862         | 10 |
| 1967 | 69436               | 160364             | 0.439          | 0.702         | 11 |
| 1968 | 62892               | 171692             | 0.315          | 0.456         | 13 |
| 1969 | 70433               | 180000             | 0.397          | 0.573         | 6  |
| 1970 | 78592               | 115167             | 0.292          | 0.688         | 12 |
| 1971 | 87529               | 274071             | 0.358          | 0.626         | 14 |
| 1972 | 44164               | 74143              | 0.344          | 0.753         | 14 |
| 1973 | 64431               | 235188             | 0.437          | 0.870         | 16 |
| 1974 | 59696               | 132391             | 0.379          | 0.592         | 23 |
| 1975 | 79473               | 184818             | 0.413          | 0.630         | 11 |
| 1976 | 43865               | 84294              | 0.447          | 0.680         | 17 |
| 1977 | 67438               | 97190              | 0.315          | 0.624         | 21 |
| 1978 | 43650               | 31000              | 0.231          | 0.668         | 6  |
| 1979 | 49717               | 39333              | 0.250          | 0.808         | 12 |
| 1980 | 24456               | 32111              | 0.400          | 0.833         | 9  |
| 1981 | 52878               | 75667              | 0.315          | 0.437         | 9  |
| 1982 | 47283               | 26833              | 0.182          | 0.786         | 6  |
| 1983 | 35814               | 23786              | 0.345          | 0.609         | 14 |
| 1984 | 42638               | 202625             | 0.275          | 0.825         | 16 |
| 1985 | 31667               | 23714              | 0.414          | 0.664         | 21 |
| 1986 | 25383               | 102250             | 0.520          | 0.751         | 24 |
| 1987 | 19713               | 34806              | 0.525          | 0.712         | 31 |
| 1988 | 21970               | 25391              | 0.477          | 0.718         | 23 |
| 1989 | 21335               | 14609              | 0.546          | 0.568         | 23 |
| 1990 | 17340               | 12875              | 0.541          | 0.627         | 40 |
| 1991 | 12209               | 11811              | 0.527          | 0.646         | 53 |
| 1992 | 6266                | 12484              | 0.613          | 0.746         | 64 |
| 1993 | 3379                | 11419              | 0.682          | 0.702         | 43 |

Quelle: Kantonale Steuerdaten Zürich, eigene Berechnungen

Tabelle 11.7.: Steuerbares Einkommen, Vermögen und Ungleichheit der 2011 pflichtigen, zugezogenen Zürcher nach Zuzugjahr (1945 bis 1985)

| Jahr | mittleres<br>Einkommen | mittleres<br>Vermögen | Gini<br>Einkommen | Gini<br>Vermögen | N   |
|------|------------------------|-----------------------|-------------------|------------------|-----|
| 1945 | 48683                  | 712444                | 0.355             | 0.555            | 54  |
| 1946 | 42675                  | 534803                | 0.373             | 0.692            | 71  |
| 1947 | 57102                  | 569144                | 0.449             | 0.563            | 90  |
| 1948 | 58310                  | 1067892               | 0.445             | 0.746            | 93  |
| 1949 | 44224                  | 500311                | 0.406             | 0.598            | 74  |
| 1950 | 55731                  | 967538                | 0.489             | 0.786            | 80  |
| 1951 | 53142                  | 823047                | 0.413             | 0.753            | 149 |
| 1952 | 59897                  | 714658                | 0.419             | 0.630            | 149 |
| 1953 | 72178                  | 1213917               | 0.528             | 0.780            | 145 |
| 1954 | 60486                  | 891721                | 0.482             | 0.724            | 140 |
| 1955 | 62159                  | 838006                | 0.448             | 0.772            | 160 |
| 1956 | 52916                  | 593614                | 0.374             | 0.676            | 189 |
| 1957 | 58070                  | 653387                | 0.419             | 0.679            | 191 |
| 1958 | 63524                  | 726481                | 0.437             | 0.671            | 185 |
| 1959 | 143621                 | 5877844               | 0.721             | 0.949            | 160 |
| 1960 | 62891                  | 669762                | 0.402             | 0.705            | 202 |
| 1961 | 57990                  | 673541                | 0.385             | 0.695            | 242 |
| 1962 | 62982                  | 630530                | 0.385             | 0.632            | 247 |
| 1963 | 77468                  | 1088876               | 0.528             | 0.785            | 242 |
| 1964 | 68173                  | 1139371               | 0.440             | 0.792            | 251 |
| 1965 | 64072                  | 560853                | 0.403             | 0.663            | 232 |
| 1966 | 60787                  | 640718                | 0.371             | 0.693            | 277 |
| 1967 | 99158                  | 733971                | 0.607             | 0.748            | 279 |
| 1968 | 63429                  | 641803                | 0.371             | 0.706            | 345 |
| 1969 | 68718                  | 727926                | 0.427             | 0.715            | 340 |
| 1970 | 62352                  | 562829                | 0.376             | 0.673            | 328 |
| 1971 | 72833                  | 799319                | 0.398             | 0.696            | 326 |
| 1972 | 79247                  | 775508                | 0.466             | 0.742            | 356 |
| 1973 | 75138                  | 880679                | 0.443             | 0.768            | 377 |
| 1974 | 84125                  | 736705                | 0.493             | 0.742            | 339 |
| 1975 | 83850                  | 891458                | 0.449             | 0.738            | 365 |
| 1976 | 77713                  | 562790                | 0.445             | 0.708            | 410 |
| 1977 | 75337                  | 754494                | 0.456             | 0.761            | 393 |
| 1978 | 80529                  | 698138                | 0.478             | 0.756            | 413 |
| 1979 | 78850                  | 596205                | 0.428             | 0.721            | 420 |
| 1980 | 74677                  | 626300                | 0.429             | 0.801            | 440 |
| 1981 | 73488                  | 445235                | 0.416             | 0.736            | 468 |
| 1982 | 76294                  | 430053                | 0.431             | 0.769            | 472 |
| 1983 | 80054                  | 530425                | 0.431             | 0.741            | 492 |
| 1984 | 90339                  | 612178                | 0.544             | 0.828            | 488 |
| 1985 | 71570                  | 363733                | 0.439             | 0.727            | 558 |

Quelle: Kantonale Steuerdaten Zürich, eigene Berechnungen

Tabelle 11.8.: Steuerbares Einkommen, Vermögen und Ungleichheit der 2011 pflichtigen, zugezogenen Zürcher nach Zuzugjahr (ab 1986)

| Jahr | mittleres<br>Einkommen | mittleres<br>Vermögen | Gini<br>Einkommen | Gini<br>Vermögen | N    |
|------|------------------------|-----------------------|-------------------|------------------|------|
| 1986 | 76399                  | 478010                | 0.470             | 0.815            | 604  |
| 1987 | 69361                  | 323800                | 0.416             | 0.758            | 624  |
| 1988 | 69571                  | 406845                | 0.442             | 0.776            | 594  |
| 1989 | 69905                  | 396511                | 0.458             | 0.824            | 616  |
| 1990 | 70124                  | 304416                | 0.441             | 0.800            | 693  |
| 1991 | 68741                  | 372069                | 0.482             | 0.867            | 780  |
| 1992 | 68910                  | 388650                | 0.484             | 0.870            | 779  |
| 1993 | 82057                  | 616376                | 0.598             | 0.910            | 842  |
| 1994 | 66575                  | 321442                | 0.515             | 0.841            | 957  |
| 1995 | 65359                  | 348634                | 0.496             | 0.841            | 973  |
| 1996 | 65797                  | 353841                | 0.472             | 0.855            | 1033 |
| 1997 | 69321                  | 280912                | 0.485             | 0.811            | 951  |
| 1998 | 69496                  | 288508                | 0.494             | 0.843            | 1085 |
| 1999 | 71905                  | 319177                | 0.479             | 0.828            | 1237 |
| 2000 | 74214                  | 330161                | 0.485             | 0.841            | 1176 |
| 2001 | 69628                  | 295465                | 0.455             | 0.820            | 1168 |
| 2002 | 77012                  | 329497                | 0.484             | 0.854            | 1260 |
| 2003 | 70129                  | 276119                | 0.463             | 0.844            | 1215 |
| 2004 | 80223                  | 504763                | 0.515             | 0.905            | 1399 |
| 2005 | 76217                  | 295795                | 0.454             | 0.868            | 1599 |
| 2006 | 78099                  | 307816                | 0.465             | 0.865            | 1739 |
| 2007 | 75210                  | 207368                | 0.444             | 0.829            | 2052 |
| 2008 | 72170                  | 183707                | 0.446             | 0.833            | 2271 |
| 2009 | 68004                  | 195744                | 0.465             | 0.864            | 2543 |
| 2010 | 130452                 | 489390                | 0.738             | 0.957            | 2970 |
| 2011 | 56125                  | 160860                | 0.584             | 0.900            | 1360 |

Quelle: Kantonale Steuerdaten Zürich, eigene Berechnungen

Tabelle 11.9.: Mediane und Perzentilsverhältnisse der steuerbaren Einkommen und Vermögen nach Zuzugjahr (Obwalden)

| Jahr | Median<br>Einkommen | Median<br>Vermögen | P90/50<br>Einkommen | P90/75<br>Vermögen | N    |
|------|---------------------|--------------------|---------------------|--------------------|------|
| 1980 | 46350               | 194500             | 2.04                | 2.39               | 152  |
| 1981 | 46900               | 150000             | 2.06                | 2.31               | 183  |
| 1982 | 47650               | 133500             | 2.22                | 2.41               | 143  |
| 1983 | 41800               | 92000              | 2.12                | 2.37               | 168  |
| 1984 | 41400               | 40000              | 2.21                | 2.50               | 174  |
| 1985 | 47800               | 98000              | 2.14                | 2.62               | 168  |
| 1986 | 41200               | 36000              | 2.38                | 2.75               | 212  |
| 1987 | 43100               | 59000              | 2.37                | 2.49               | 190  |
| 1988 | 42150               | 50500              | 2.16                | 2.69               | 174  |
| 1989 | 41800               | 29000              | 2.50                | 3.92               | 221  |
| 1990 | 34400               | 26500              | 2.77                | 3.08               | 254  |
| 1991 | 39500               | 3000               | 2.37                | 3.16               | 292  |
| 1992 | 35400               | 8000               | 2.42                | 2.92               | 284  |
| 1993 | 34800               | 3000               | 2.80                | 3.92               | 302  |
| 1994 | 32600               | 0                  | 2.94                | 3.32               | 345  |
| 1995 | 28850               | 0                  | 2.86                | 4.67               | 418  |
| 1996 | 34400               | 0                  | 2.79                | 3.54               | 342  |
| 1997 | 33100               | 17000              | 3.22                | 3.46               | 508  |
| 1998 | 38500               | 37000              | 2.95                | 3.22               | 389  |
| 1999 | 37000               | 39000              | 2.91                | 3.32               | 444  |
| 2000 | 36350               | 6500               | 3.01                | 3.61               | 453  |
| 2001 | 39800               | 35500              | 2.97                | 3.58               | 473  |
| 2002 | 40100               | 41000              | 3.15                | 3.36               | 482  |
| 2003 | 40900               | 21500              | 3.04                | 3.15               | 506  |
| 2004 | 43400               | 24000              | 3.02                | 3.61               | 519  |
| 2005 | 39350               | 24000              | 2.99                | 3.53               | 601  |
| 2006 | 38700               | 23000              | 3.08                | 3.91               | 630  |
| 2007 | 39000               | 26000              | 2.98                | 4.06               | 721  |
| 2008 | 39300               | 21000              | 3.45                | 4.50               | 838  |
| 2009 | 37250               | 11500              | 3.73                | 3.94               | 986  |
| 2010 | 36800               | 6000               | 3.10                | 4.87               | 1154 |
| 2011 | 32150               | 3500               | 3.54                | 5.05               | 1288 |

Quelle: Kantonale Steuerdaten Obwalden, eigene Berechnungen

Tabelle 11.10.: Mediane und Perzentilsverhältnisse der steuerbaren Einkommen und Vermögen von letztjährig Zugezogenen (Obwalden)

| Jahr | Median Einkommen | Median Vermögen | P90/50 Einkommen | P90/75 Vermögen | mittleres Alter | N    |
|------|------------------|-----------------|------------------|-----------------|-----------------|------|
| 2000 | 41650            | 0               | 2.30             | 4.22            | 40.97           | 697  |
| 2001 | 40950            | 0               | 2.50             | 4.96            | 41.15           | 791  |
| 2002 | 43000            | 0               | 2.52             | 4.88            | 40.95           | 765  |
| 2003 | 42300            | 0               | 2.60             | 5.22            | 42.34           | 756  |
| 2004 | 40800            | 0               | 2.72             | 5.51            | 41.98           | 780  |
| 2005 | 41750            | 8000            | 2.66             | 4.56            | 43.03           | 811  |
| 2006 | 43300            | 8000            | 3.05             | 4.33            | 41.99           | 864  |
| 2007 | 35100            | 15000           | 3.88             | 5.52            | 43.40           | 890  |
| 2008 | 36400            | 15000           | 3.84             | 5.01            | 43.18           | 1000 |
| 2009 | 36000            | 5000            | 3.84             | 4.52            | 42.74           | 1086 |
| 2010 | 36800            | 6000            | 3.10             | 4.87            | 43.14           | 1154 |

Quelle: Kantonale Steuerdaten Obwalden, eigene Berechnungen

Tabelle 11.11.: Mediane und Perzentilsverhältnisse der steuerbaren Einkommen und Vermögen nach Zuzugjahr (Zürich)

| Jahr | Median<br>Einkommen | Median<br>Vermögen | P90/50<br>Einkommen | P90/75<br>Vermögen | N    |
|------|---------------------|--------------------|---------------------|--------------------|------|
| 1980 | 58250               | 122500             | 2.13                | 9.51               | 440  |
| 1981 | 60350               | 128500             | 2.22                | 9.34               | 468  |
| 1982 | 60900               | 93000              | 2.22                | 12.70              | 472  |
| 1983 | 62700               | 155500             | 2.45                | 8.24               | 492  |
| 1984 | 58500               | 84000              | 2.46                | 14.38              | 488  |
| 1985 | 56450               | 111000             | 2.47                | 8.77               | 558  |
| 1986 | 56150               | 91500              | 2.61                | 9.62               | 604  |
| 1987 | 55900               | 73000              | 2.28                | 10.51              | 624  |
| 1988 | 55450               | 81500              | 2.58                | 13.10              | 594  |
| 1989 | 52700               | 56000              | 2.41                | 14.52              | 616  |
| 1990 | 54700               | 45000              | 2.29                | 16.53              | 693  |
| 1991 | 51900               | 35000              | 2.38                | 19.89              | 780  |
| 1992 | 52200               | 27000              | 2.57                | 26.67              | 779  |
| 1993 | 49200               | 25500              | 2.95                | 30.05              | 842  |
| 1994 | 47600               | 30000              | 2.73                | 21.52              | 957  |
| 1995 | 49700               | 34000              | 2.52                | 19.19              | 973  |
| 1996 | 51100               | 37000              | 2.44                | 16.77              | 1033 |
| 1997 | 51400               | 32000              | 2.79                | 21.50              | 951  |
| 1998 | 51400               | 32000              | 2.54                | 17.50              | 1085 |
| 1999 | 55100               | 43000              | 2.58                | 15.04              | 1237 |
| 2000 | 54800               | 46000              | 2.64                | 14.23              | 1176 |
| 2001 | 54250               | 43500              | 2.63                | 15.23              | 1168 |
| 2002 | 56500               | 36000              | 2.49                | 15.93              | 1260 |
| 2003 | 54000               | 35000              | 2.55                | 14.76              | 1215 |
| 2004 | 55800               | 33000              | 2.60                | 17.90              | 1399 |
| 2005 | 57400               | 31000              | 2.52                | 14.98              | 1599 |
| 2006 | 58800               | 35000              | 2.33                | 13.87              | 1739 |
| 2007 | 57100               | 33000              | 2.46                | 12.35              | 2052 |
| 2008 | 56100               | 28000              | 2.38                | 13.89              | 2271 |
| 2009 | 51800               | 23000              | 2.34                | 13.51              | 2543 |
| 2010 | 49800               | 17000              | 2.39                | 16.12              | 2970 |
| 2011 | 38100               | 8000               | 2.73                | 29.95              | 1360 |

Quelle: Kantonale Steuerdaten Zürich, eigene Berechnungen

Tabelle 11.12.: Perzentilsverhältnisse der steuerbaren Einkommen und Vermögen nach Zuzugjahr (Schweizer in Obwalden)

| Zuzug       | P90/50<br>Einkommen | P50/30<br>Einkommen | P90/50<br>Vermögen |
|-------------|---------------------|---------------------|--------------------|
| (1986,1988] | 2.362               | 1.483               | 1.738              |
| (1988,1990] | 2.545               | 1.454               | 1.394              |
| (1990,1992] | 2.439               | 1.684               | 1.707              |
| (1992,1994] | 2.954               | 2.118               | 1.693              |
| (1994,1996] | 2.764               | 2.466               | 1.758              |
| (1996,1998] | 3.118               | 1.850               | 2.005              |
| (1998,2000] | 2.953               | 1.838               | 1.812              |
| (2000,2002] | 3.027               | 1.865               | 2.233              |
| (2002,2004] | 2.588               | 1.672               | 1.662              |
| (2004,2006] | 2.750               | 1.602               | 1.788              |
| (2006,2008] | 2.650               | 1.506               | 2.438              |
| (2008,2010] | 3.029               | 1.548               | 2.068              |

Quelle: Kantonale Steuerdaten Obwalden, eigene Berechnungen

Tabelle 11.13.: Perzentilsverhältnisse der steuerbaren Einkommen und Vermögen nach Zuzugjahr (Ausländer in Obwalden)

| Zuzug       | P90/50<br>Einkommen | P50/30<br>Einkommen | P90/50<br>Vermögen |
|-------------|---------------------|---------------------|--------------------|
| (1986,1988] | 1.594               | 1.558               | 2.157              |
| (1988,1990] | 2.132               | 1.669               | 3.364              |
| (1990,1992] | 1.920               | 1.329               | 2.226              |
| (1992,1994] | 2.125               | 1.496               | 1.738              |
| (1994,1996] | 2.565               | 2.303               | 2.935              |
| (1996,1998] | 2.523               | 3.725               | 1.782              |
| (1998,2000] | 2.728               | 1.623               | 2.794              |
| (2000,2002] | 2.342               | 1.917               | 2.062              |
| (2002,2004] | 2.499               | 1.872               | 2.753              |
| (2004,2006] | 3.315               | 1.780               | 5.716              |
| (2006,2008] | 4.445               | 2.521               | 3.333              |
| (2008,2010] | 6.074               | 2.188               | 5.042              |

Quelle: Kantonale Steuerdaten Obwalden, eigene Berechnungen



# 12. Der Einfluss von Vermögenseinkünften

## 12.1. Einleitung

Ein oft proklamierter Mechanismus, wie Ungleichheit entsteht, führt über Kapitalrenditen. Bereits Karl Marx hat in seiner Arbeitswerttheorie impliziert, dass Kapitalrenditen höher als Humankapitalrenditen sind. In jüngerer Zeit hat dasselbe Argument durch Piketty, Utz und Lorenzer (2014) in den Sozialwissenschaften aber auch in den Medien und der interessierten Bevölkerung einen Siegeszug gefeiert. Pikettys Argument ist, dass das Wachstum der Wirtschaft die Grösse des verteilbaren Kuchens um  $g$  erhöht, die Verteilung der Zuwächse aber nicht proportional zu den bisherigen Kuchenanteilen geschieht. Stattdessen erhalten Kapitalgeber eine Rendite  $r > g$ , wodurch der verbleibende Anteil kleiner  $g$  ist und die Schere zwischen Arm und Reich unweigerlich auseinander gehen muss, quasi als ein dem Kapitalismus innewohnendes Prinzip. Dem muss man jedoch entgegen halten, dass es sich zunächst um einen empirischen, rein deskriptiven Befund handelt: im letzten Jahrhundert ist die Konzentration von Vermögen in den Industrienationen stark angewachsen. Eine Klärung der theoretischen Begrifflichkeiten zeigt schnell, wo an Pikettys Analysen anzuknüpfen ist und warum allgemein die falschen Schlüsse gezogen werden. Zunächst steht der Schluss, dass  $r$  grundsätzlich grösser als  $g$  ist, im Widerspruch zur Produktionstheorie, die davon ausgeht, dass Arbeit und Kapital zwei Faktoren der Produktion sind und ein vermehrter Einsatz des einen Faktors zu einem fallenden Grenznutzen führt. Da es absurd ist, anzunehmen, dass in einem optimalen Gleichgewicht aus Arbeits- und Kapitaleinsatz ein vermehrter Kapitaleinsatz zu höheren Renditen führt, gibt es (mindestens) zwei Erklärungen für Pikettys Beobachtung. 1. Die Faktoren Arbeit und Kapital befinden sich nicht im optimalen Gleichgewicht bzw. haben sich in der Zeit nach dem zweiten Weltkrieg nicht (mehr)

dort befunden. Der technische Fortschritt etwa könnte die Grenzrate der Substitution zugunsten des Kapitals verschoben haben (Einsatz von Maschinen statt Menschen). 2. Der Gesellschaftsentwurf lässt es zu, dass mächtige Spieler sich bereichern (Korruption, Beugung des Rechtsstaats). Ab hier sind zwei empirische Aufgaben erkennbar, von denen die kantonalen Steuerdaten eine erfüllen können. Erstens, müsste untersucht werden, von welchen gesellschaftlichen Institutionen die Differenz zwischen  $r$  und  $g$  abhängt. Das heisst  $r > g$  ist kein ökonomisches Gesetz, als welches Piketty es beschreibt, sondern eine endogene Grösse, deren Ursachen im Interesse jeder Gesellschaft dringend erforscht werden sollten. Ansatzpunkte wären z.B. eine ländervergleichende Analyse. Diese kann im Rahmen der Arbeit nicht geleistet werden. Zweitens, kann das Konzept der Faktorsubstitution aufgenommen werden, indem die Kapitalrenditen auf Wertschriften von den Kapitalrenditen auf Liegenschaften abgegrenzt werden. Hierfür sind die Individualdaten der Kantone geeignet. Rognlie (2015) etwa hat die zeitliche Entwicklung des Kapitalanteils am BIP für einige westliche Länder auf Aggregatebene untersucht. Hierfür unterteilt er den Kapitalanteil in zwei Bereiche: Immobilien und sonstige Kapitalgüter. Er findet, dass die Zunahme des Kapitals am BIP („net capital share“) ein Ergebnis der zunehmenden Bedeutung von Immobilien sind. So ist der Immobilienanteil am Kapital in diversen Ländern, mit denen sich die Analyse beschäftigt<sup>1</sup>, in den letzten Jahrzehnten gestiegen. Der Anteil anderer Kapitalarten ist dagegen mit Ausnahme von Kanada gefallen. Auf dem Immobilienmarkt scheint Arbeit offenbar leicht durch Kapital substituierbar. Als Erklärung führt Rognlie Regulierungen v.a. in städtischen Gebieten an. Gleichzeitig seien Immobilienvermögen jedoch vergleichsweise flach verteilt und Fragen nach der Umverteilung von Lohneinkommen dringlicher.

Die kantonalen Steuerdaten beinhalten aufgrund ihrer Natur eine Aufteilung in Einkünfte aus Erwerbsarbeit, selbstständiger Tätigkeit, Wertschriften und Liegenschaften. In der Theorie sollte es damit möglich sein, die Entwicklung der Vermögen separat nach Wertschriften und Liegenschaften auszuweisen, wobei die Zeitspanne in den vorliegenden Daten sehr beschränkt ist. Andererseits kann die Rendite auf Wertschriften und Liegenschaften ermittelt und in den Kontext gestellt werden.

---

<sup>1</sup>USA, Japan, Deutschland, Frankreich, Grossbritannien, Italien und Kanada.

## 12.2. Entwicklung von Vermögenseinkünften

Abbildung 12.1 zeigt für diverse Kantone, wie sich die mittleren Anteile<sup>2</sup> von Liegenschaftserträgen und Wertschriftenerträgen am Total der Einkommen entwickelt haben. Zunächst ist erkennbar, dass es zwischen den Kantonen einen deutlichen Unterschied im Niveau der Variablen gibt. Jura verfügt durchschnittlich über sehr geringe Einkünfte aus Vermögen (ca. 6% des Totals der Einkommen), was insbesondere an den geringen Erträgen aus Wertschriften liegt. Bern und Zürich befinden sich im Mittelfeld (10% bzw. 12% Anteil am Total). Besonders ausgeprägt sind die Vermögenseinkünfte in Basel (ca. 15%), v.a. getrieben durch einen hohen Anteil an Einkünften aus Wertschriften. Ein klarer Trend dieser Variablen ist jedoch nicht ersichtlich. Im Gegenteil: die (mittleren) Anteile der Vermögen am Total der Einkünfte sind für alle Kantone sehr stabil über die Zeit.

Wie sich die Einkünfte aus Vermögen in der Population verteilen, zeigt Abbildung 12.2. Auch hier gibt es Niveauunterschiede: Vermögen sind in Basel besonders extrem konzentriert, im Jura findet sich die moderate Verteilung. Nichtsdestotrotz ist die Konzentration generell sehr ausgeprägt.

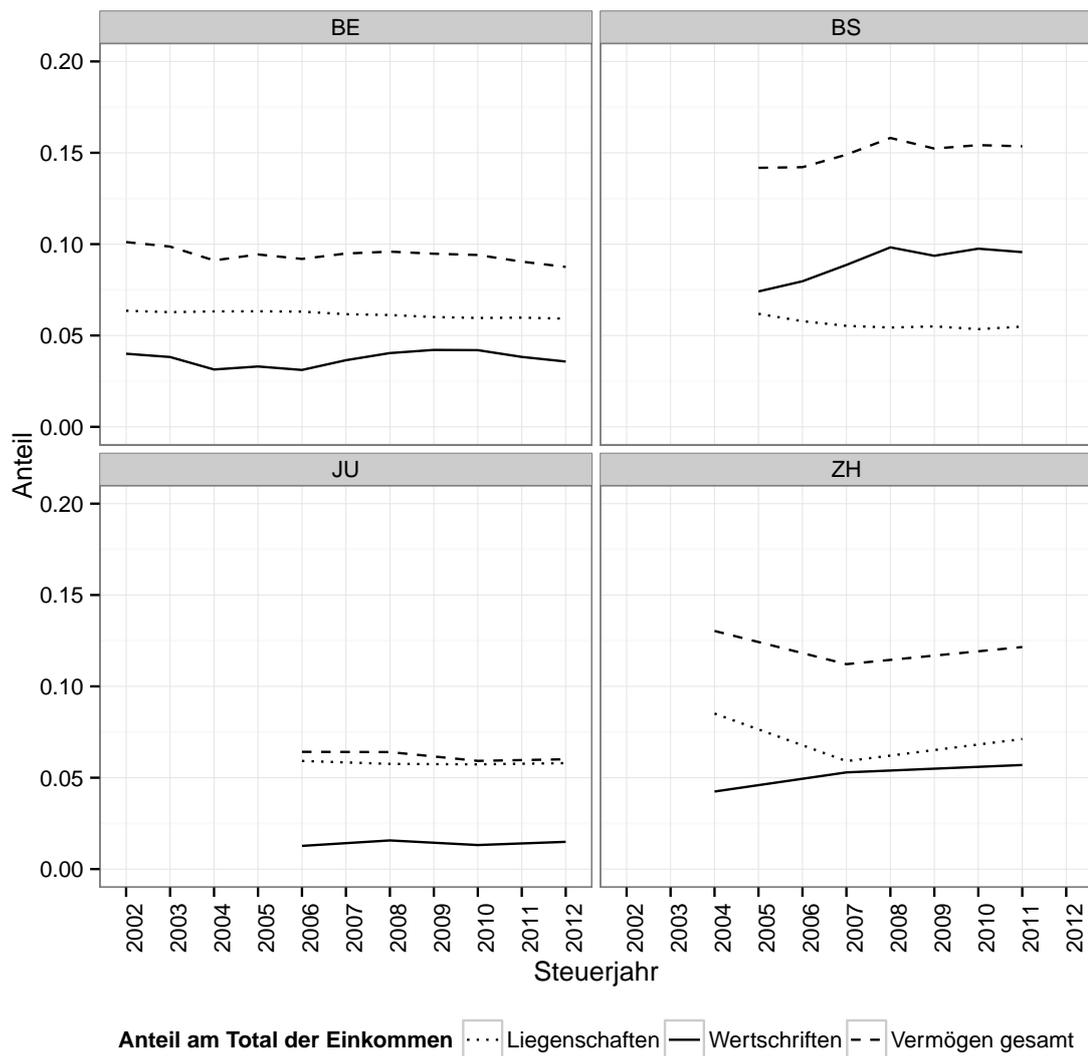
Wie stark sich die Konzentration von Vermögenseinkünften auf die Ungleichheit des Totals der Einkommen niederschlägt, ergibt sich aus der Kombination der beiden Informationen (durchschnittlicher Anteil der Vermögenseinkünfte und Ungleichheit der Vermögenseinkünfte). Diesen Sachverhalt zeigt Abbildung 12.3. Im Jura haben Vermögenseinkünfte nur einen geringen Einfluss auf die Einkommensungleichheit (Differenz zwischen den Linien). In Basel und Zürich ist der Einfluss markant. Rechnet man Vermögenseinkünfte aus den Einkommen heraus, so ergibt sich ein 0.02 (ZH) bzw. 0.034 (BS) Punkte tieferer Gini-Koeffizient<sup>3</sup>.

---

<sup>2</sup>Gemeint ist z.B. die Summe der Liegenschaftserträge aller Steuereinheiten geteilt durch die Summe der Einkommens Totals aller Steuereinheiten pro Steuerperiode.

<sup>3</sup>Mittlere Differenz der beiden Reihen „Total der Einkommen“ und „ohne Liegenschaften und Wertschriften“ über alle Zeitpunkte.

Abbildung 12.1.: Anteile von Liegenschaftseinkünften und Wertschriftenerträgen am Total der Einkommen für diverse Kantone



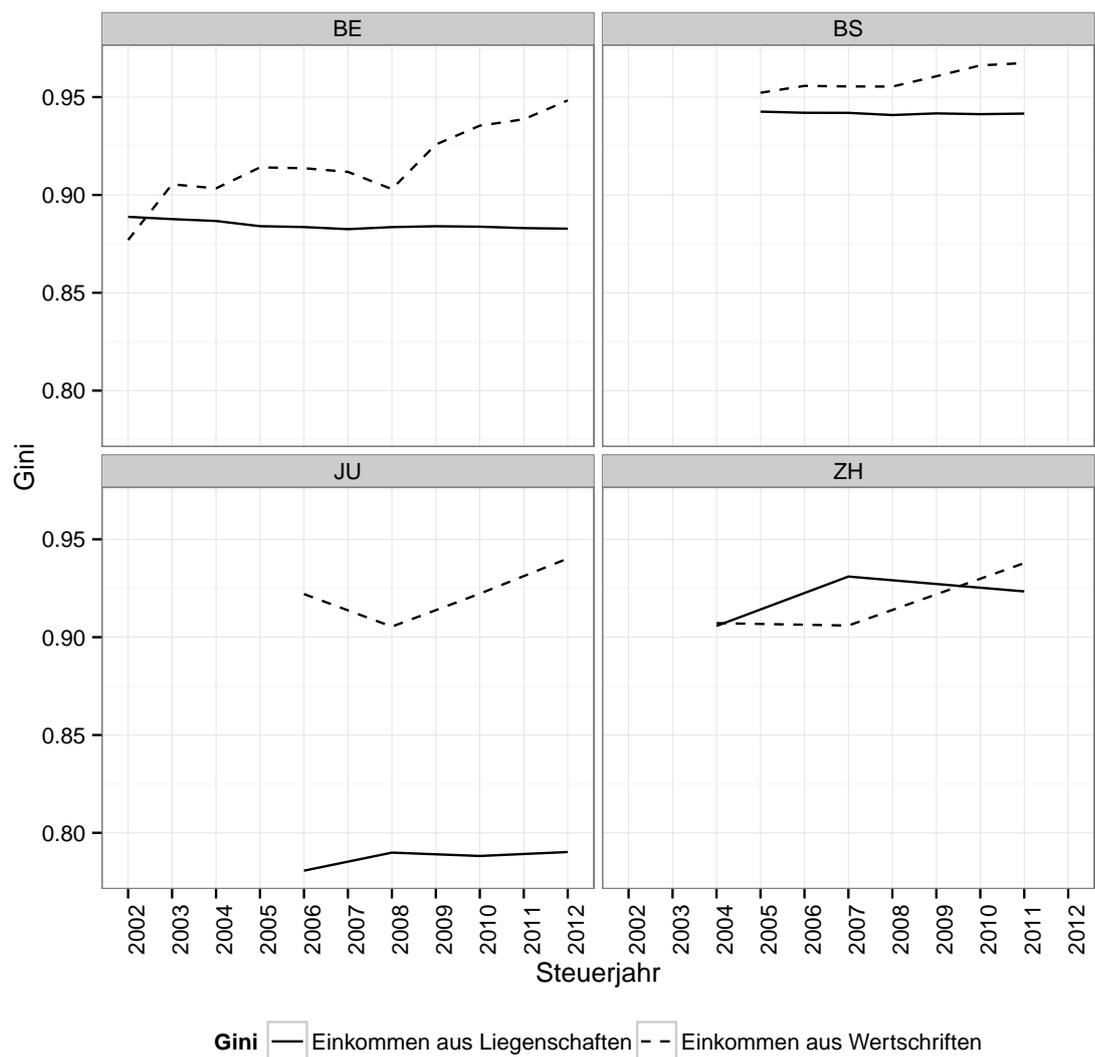
Quelle: Kantonale Steuerdaten, eigene Berechnungen

## 12.3. Ergebnisse

Nachdem klar wurde, dass Vermögenseinkünfte starke Auswirkungen auf das Niveau der Einkommensungleichheit haben, gilt es nun, die Frage zu klären, ob über die Zeit gestiegene Vermögenseinkünfte verantwortlich für die Ungleichheitsentwicklung (insbesondere den Anstieg von Top-Einkommen) sind. Hierzu müsste Abbildung 12.3 steigende Trends für die durchgezogene Linie (Total der Einkünfte) zeigen, aber flache bzw. flachere Linien für die Reihen, die um Vermögenseinkünfte bereinigt wurden. Dies ist nicht der

Fall, mit Ausnahme einer minimalen Vergrößerung des Abstands der beiden Linien in Bern. Für Zürich ist zu sehen, dass die Ungleichheit der Einkommen gestiegen ist, allerdings relativ proportional für alle drei Einkommensquellen (relativ parallele Linien). In Basel zeigt sich sogar eine gegenteilige Auffälligkeit: Wertschriftenerträge tragen 2011 fast nichts mehr zur Ungleichheit bei<sup>4</sup>. Die Vermögenseinkünfte haben demnach keinen Erklärungswert für den Trend zu höheren Top-Einkommen.

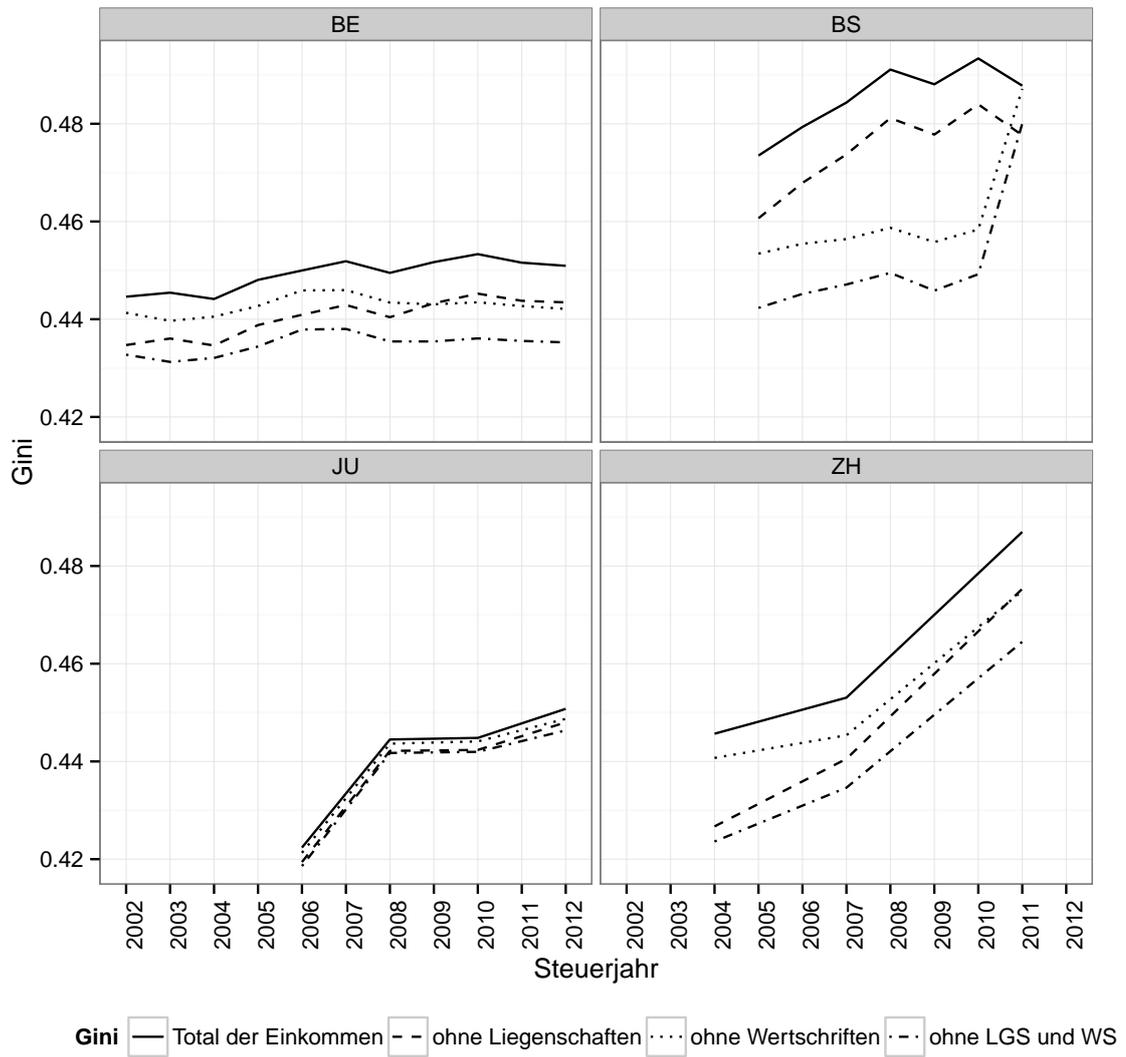
Abbildung 12.2.: Gini-Koeffizienten von Liegenschaftseinkünften und Wertschriftenerträgen für diverse Kantone



Quelle: Kantonale Steuerdaten, eigene Berechnungen

<sup>4</sup>Der Mechanismus bleibt leider unklar. Es scheint sich jedoch weder um einen Datenfehler noch um eine Veränderung der Steuerbasis zu handeln.

Abbildung 12.3.: Gini-Koeffizienten der Totale der Einkommen mit und ohne Vermögenseinkünfte für diverse Kantone



Quelle: Kantonale Steuerdaten, eigene Berechnungen

## 12.4. Tabellen

Tabelle 12.1.: Anteile von Vermögenseinkünften am Totaleinkommen und Gini-Koeffizienten von Vermögensposten (Basel)

| Jahr | Anteil<br>Liegen-<br>schaften | Anteil<br>Wertschrif-<br>ten | Anteil<br>Vermögen | Gini<br>Liegen-<br>schaften | Gini Wert-<br>schriften |
|------|-------------------------------|------------------------------|--------------------|-----------------------------|-------------------------|
| 2005 | 0.062                         | 0.074                        | 0.142              | 0.943                       | 0.952                   |
| 2006 | 0.058                         | 0.080                        | 0.142              | 0.942                       | 0.956                   |
| 2007 | 0.055                         | 0.089                        | 0.149              | 0.942                       | 0.955                   |
| 2008 | 0.054                         | 0.098                        | 0.158              | 0.941                       | 0.955                   |
| 2009 | 0.055                         | 0.094                        | 0.152              | 0.942                       | 0.961                   |
| 2010 | 0.053                         | 0.098                        | 0.154              | 0.941                       | 0.966                   |
| 2011 | 0.055                         | 0.096                        | 0.154              | 0.942                       | 0.967                   |

Quelle: Kantonale Steuerdaten Basel, eigene Berechnungen

Tabelle 12.2.: Gini-Koeffizienten Einkommen mit und ohne Vermögensposten (Basel)

| Jahr | Totalein-<br>kommen | Totalein-<br>kommen<br>ohne<br>Liegenschaften | Totalein-<br>kommen<br>ohne Wert-<br>schriften | Totalein-<br>kommen<br>ohne Wert-<br>schriften<br>und<br>Liegenschaften | Totalein-<br>kommen<br>ohne<br>Vermögen-<br>seinkünfte |
|------|---------------------|---|--|---|--|
| 2005 | 0.473               | 0.461   | 0.453  | 0.442   | 0.445  |
| 2006 | 0.479               | 0.468   | 0.455  | 0.445   | 0.447  |
| 2007 | 0.484               | 0.474   | 0.456  | 0.447   | 0.448  |
| 2008 | 0.491               | 0.481   | 0.459  | 0.449   | 0.450  |
| 2009 | 0.488               | 0.478   | 0.456  | 0.446   | 0.447  |
| 2010 | 0.493               | 0.484   | 0.458  | 0.449   | 0.450  |
| 2011 | 0.488               | 0.478   | 0.487  | 0.480   | 0.481  |

Quelle: Kantonale Steuerdaten Basel, eigene Berechnungen

Tabelle 12.3.: Anteile von Vermögenseinkünften am Totaleinkommen und Gini-Koeffizienten von Vermögensposten (Bern)

| Jahr | Anteil Liegen-<br>schaften | Anteil Wertschrif-<br>ten | Anteil Vermögen | Gini Liegen-<br>schaften | Gini Wert-<br>schriften |
|------|----------------------------|---------------------------|-----------------|--------------------------|-------------------------|
| 2002 | 0.064                      | 0.040                     | 0.101           | 0.889                    | 0.877                   |
| 2003 | 0.063                      | 0.038                     | 0.099           | 0.888                    | 0.905                   |
| 2004 | 0.063                      | 0.031                     | 0.091           | 0.887                    | 0.903                   |
| 2005 | 0.063                      | 0.033                     | 0.094           | 0.884                    | 0.914                   |
| 2006 | 0.063                      | 0.031                     | 0.092           | 0.884                    | 0.914                   |
| 2007 | 0.062                      | 0.036                     | 0.095           | 0.883                    | 0.912                   |
| 2008 | 0.061                      | 0.040                     | 0.096           | 0.884                    | 0.903                   |
| 2009 | 0.060                      | 0.042                     | 0.095           | 0.884                    | 0.926                   |
| 2010 | 0.060                      | 0.042                     | 0.094           | 0.884                    | 0.935                   |
| 2011 | 0.060                      | 0.038                     | 0.090           | 0.883                    | 0.939                   |
| 2012 | 0.059                      | 0.036                     | 0.088           | 0.883                    | 0.948                   |

Quelle: Kantonale Steuerdaten Bern, eigene Berechnungen

Tabelle 12.4.: Gini-Koeffizienten Einkommen mit und ohne Vermögensposten (Bern)

| Jahr | Totalein-<br>kommen | Totalein-<br>kommen<br>ohne<br>Liegenschaften | Totalein-<br>kommen<br>ohne Wert-<br>schriften | Totalein-<br>kommen<br>ohne Wert-<br>schriften<br>und<br>Liegenschaften | Totalein-<br>kommen<br>ohne<br>Vermögen-<br>seinkünfte |
|------|---------------------|---|--|---|--|
| 2002 | 0.445               | 0.435   | 0.441  | 0.433   | 0.430  |
| 2003 | 0.445               | 0.436   | 0.440  | 0.431   | 0.428  |
| 2004 | 0.444               | 0.435   | 0.441  | 0.432   | 0.430  |
| 2005 | 0.448               | 0.439   | 0.443  | 0.434   | 0.431  |
| 2006 | 0.450               | 0.441   | 0.446  | 0.438   | 0.434  |
| 2007 | 0.452               | 0.443   | 0.446  | 0.438   | 0.435  |
| 2008 | 0.449               | 0.440   | 0.443  | 0.435   | 0.433  |
| 2009 | 0.452               | 0.443   | 0.443  | 0.435   | 0.432  |
| 2010 | 0.453               | 0.445   | 0.443  | 0.436   | 0.432  |
| 2011 | 0.452               | 0.444   | 0.443  | 0.436   | 0.432  |
| 2012 | 0.451               | 0.443   | 0.442  | 0.435   | 0.431  |

Quelle: Kantonale Steuerdaten Bern, eigene Berechnungen

Tabelle 12.5.: Anteile von Vermögenseinkünften am Total Einkommen und Gini-Koeffizienten von Vermögensposten (Jura)

| Jahr | Anteil Liegen-schaften | Anteil Wertschrif-ten | Anteil Vermögen | Gini Liegen-schaften | Gini Wert-schriften |
|------|------------------------|-----------------------|-----------------|----------------------|---------------------|
| 2006 | 0.059                  | 0.013                 | 0.064           | 0.781                | 0.922               |
| 2008 | 0.058                  | 0.016                 | 0.064           | 0.790                | 0.905               |
| 2010 | 0.057                  | 0.013                 | 0.059           | 0.788                | 0.922               |
| 2012 | 0.058                  | 0.015                 | 0.060           | 0.790                | 0.940               |

Quelle: Kantonale Steuerdaten Jura, eigene Berechnungen

Tabelle 12.6.: Gini-Koeffizienten Einkommen mit und ohne Vermögensposten (Jura)

| Jahr | Total ein-kommen | Total ein-kommen ohne Liegschaften | Total ein-kommen ohne Wert-schriften | Total ein-kommen ohne Wert-schriften und Liegschaften | Total ein-kommen ohne Vermögen-seinkünfte |
|------|------------------|------------------------------------|--------------------------------------|---|---|
| 2006 | 0.422            | 0.419                              | 0.421                                | 0.419   | 0.419                                     |
| 2008 | 0.444            | 0.442                              | 0.444                                | 0.442   | 0.442                                     |
| 2010 | 0.445            | 0.442                              | 0.444                                | 0.442   | 0.441                                     |
| 2012 | 0.451            | 0.448                              | 0.449                                | 0.446   | 0.445                                     |

Quelle: Kantonale Steuerdaten Jura, eigene Berechnungen

Tabelle 12.7.: Anteile von Vermögenseinkünften am Total Einkommen und Gini-Koeffizienten von Vermögensposten (Zürich)

| Jahr | Anteil Liegen-schaften | Anteil Wertschrif-ten | Anteil Vermögen | Gini Liegen-schaften | Gini Wert-schriften |
|------|------------------------|-----------------------|-----------------|----------------------|---------------------|
| 2004 | 0.085                  | 0.042                 | 0.130           | 0.906                | 0.907               |
| 2007 | 0.059                  | 0.053                 | 0.112           | 0.931                | 0.906               |
| 2011 | 0.071                  | 0.057                 | 0.122           | 0.923                | 0.938               |

Quelle: Kantonale Steuerdaten Zürich, eigene Berechnungen

Tabelle 12.8.: Gini-Koeffizienten Einkommen mit und ohne Vermögensposten (Basel)

| Jahr | Total ein-kommen | Total ein-kommen ohne Liegschaften | Total ein-kommen ohne Wert-schriften | Total ein-kommen ohne Wert-schriften und Liegschaften | Total ein-kommen ohne Vermögen-seinkünfte |
|------|------------------|------------------------------------|--------------------------------------|---|---|
| 2004 | 0.446            | 0.427                              | 0.441                                | 0.424   | 0.419                                     |
| 2007 | 0.453            | 0.441                              | 0.445                                | 0.435   | 0.434                                     |
| 2011 | 0.487            | 0.475                              | 0.475                                | 0.464   | 0.464                                     |

Quelle: Kantonale Steuerdaten Zürich, eigene Berechnungen



## 13. Fazit zu Teil III

Mit den Individualdaten der kantonalen Steuerämter wurden vier Analyseschritte vollzogen. Zunächst wurde deskriptiv pro Kanton die Veränderung der gesamten Einkommensverteilung über die Zeit dargestellt (Kapitel 9). Hier konnte insbesondere festgestellt werden, dass das oberste Quintil der Einkommen über die letzten Jahre dem Rest der Verteilung entwachsen ist. Dieser Umstand gilt stärker für die Einkommen nach Umverteilung als für die Einkommen vor Umverteilung, da die Einkommen insbesondere in Perzentilen gestiegen sind, wo die Steuerprogression bereits sehr flach ist. Die effektive Progression der Einkommenssteuer ist daher in den letzten Jahren gesunken.

Für den Aargau konnte zudem eine längere Zeitspanne von 38 Jahren untersucht werden. Hier hat sich gezeigt, dass sich bezogen auf das Total der Einkommen (vor Umverteilung) die obere Mittelschicht etwas ausgedünnt hat. Bezogen auf das Einkommen nach Umverteilung wurde jedoch ersichtlich, dass über die 38 Jahre die untere Mittelschicht kleiner geworden ist. Darüber hinaus ist besonders auffallend, dass heute deutlich mehr Personen von niedrigen Einkommen leben als damals (1969). Diese Beobachtung lässt sich potentiell dadurch erklären, dass Paare immer seltener heiraten und sich separat veranlagern lassen. Es wäre dennoch aufschlussreich, diese Subpopulation genauer zu untersuchen.

Die beschriebenen Entwicklungen der Ungleichheit wurden anschliessend in mehreren Etappen zu erklären versucht. Die demographische Veränderung (Kapitel 10) konnte nur einen kleinen Beitrag zur Erklärung leisten. Im Wesentlichen legt die Analyse in Kapitel 10 nahe, dass ein Teil der Veränderung ein Artefakt der zunehmenden Kohabitation ist, d.h. der separaten Veranlagung von Unverheirateten, die jedoch gemeinsam haushalten. Ein kleiner Effekt ist zudem für die Alterszusammensetzung zu beobachten. Offenbar konzentrieren sich in den meisten Kantonen zunehmend einkommensschwache Altersgruppen während einkommensstarke Gruppen (meist die obere Mittelschicht)

relativ gesehen abnehmen. In Zürich gilt das Gegenteil. Hier haben über die Zeit alle Altersgruppen, mit Ausnahme der einkommensschwächsten, zugenommen.

Der demographische Effekt des Alters hat seine Wurzeln demnach möglicherweise in der Migration. Diese ist keine Funktion des Alters, sondern eine Funktion des Einkommens. Das legen die Analysen zu Migration und Segregation gesucht (Kapitel 11) nahe. Im entsprechenden Abschnitt wurden die Ungleichheitsbeiträge von Zuzüglern über die Zeit und zusätzlich separat nach Herkunft (Schweizer oder Ausländer) beziffert. Hierbei ist deutlich geworden, dass insbesondere Immigration aus dem Ausland ein starker Treiber von Ungleichheit ist. Im Gegensatz zum überwiegenden Vorgehen in der Literatur wurde nicht untersucht, wie sich Einwanderung auf den bestehenden Teil der Bevölkerung auswirkt<sup>1</sup>. Stattdessen wurde der unmittelbare Effekt des Zuzugs gemessen, also die Erweiterung der Einkommensverteilung um die zugezogenen Datenpunkte. Die Analysen – v.a. zum Kanton Obwalden – sind sehr vielversprechend und zeigen, dass die Immigration von vermögenden und einkommensstarken Steuersubjekten ein bedeutendes Puzzleteil bzgl. der Ungleichheitsentwicklung der letzten Jahrzehnte ist. An dieser Stelle ergibt sich ein Anknüpfungspunkt an die vorliegende Arbeit: es wäre zu untersuchen, welche konkreten Auswirkungen die Anwesenheit dieser Menschen auf den Rest der Bevölkerung hat.

Der letzte Abschnitt des Teils beschäftigte sich mit der Frage, ob Kapitalrenditen einen Teil der Ungleichheitsentwicklung erklären können (Kapitel 12). Es hat sich gezeigt, dass diese zwar einen relativ starken Einfluss auf das Niveau der Ungleichheit haben, sich dieser jedoch nicht über den Beobachtungszeitraum verändert hat. Demnach können Änderungen in den Vermögenseinkünften nicht den Anstieg von Spitzeneinkommen erklären. Dies bedeutet im Umkehrschluss, dass die Lohnschere auseinander gegangen ist.

---

<sup>1</sup>Ein solches Unterfangen klingt nach einer vorhersehbaren ökonomischen Katastrophe. Ausnahmen existieren, siehe z.B. Card (1989).

**Teil IV.**

**Schluss**



## 14. Zusammenfassung

Ziel der vorliegenden Arbeit war, zu prüfen, welchen Beitrag Schweizer Steuerdaten zu Fragen der Ungleichheitsforschung leisten können. In Teil II wurde als konzeptionelle und methodische Grundlage beschrieben, wie ökonomische Ressourcen theoretisch ideal gemessen werden und wie diese in Ungleichheitsmasse zu übersetzen sind. Das Kernstück von Teil II bilden die empirischen Analysen zur Abweichung der Schweizer Steuerdaten zum beschriebenen Ideal, bzw. die Tragweite einzelner methodischer und/oder konzeptioneller Entscheidungen in Hinblick auf deren Auswirkungen auf die Ergebnisse einer Analyse mit Steuerdaten. So liess sich feststellen, dass insbesondere die Haushaltsdefinition auf Basis von Steuerdaten eine grosse potentielle Fehlerquelle ist, die ein besonderes Augenmerk verdient. Der Kanton Bern hat 2012 einen ersten Schritt in die richtige Richtung gemacht, indem die Steuerdaten mit Wohnregisterdaten verknüpft wurden. Hierdurch war es zumindest für einen einzelnen Zeitpunkt möglich, das – verheerende – Ausmass der falschen Haushaltskonzeption zu beziffern. Für die Zukunft wäre wünschenswert, dass alle kantonalen Steuerämter solche Datenverknüpfungen durchführen. Der technische Aufwand für die Kantone wäre vergleichsweise gering und die Analysen in Teil II haben gezeigt, dass ein solcher Schritt für die sinnvolle Verwertung von Steuerdaten unerlässlich ist. Alle Befunde auf Basis von fiskalischen Haushaltsdefinitionen sind mit grosser Vorsicht zu geniessen. Generell gilt: Ungleichheitsmasse auf dieser Basis überschätzen die Ungleichheit.

Ein weiter wichtiger Punkt, der sich in Teil II gezeigt hat, ist das Problem von Personen die nicht bundessteuerpflichtig sind. Diese werden von der ESTV nicht in dem Masse gepflegt und dokumentiert, das nötig wäre, um zu korrekten Aussagen über das Niveau der Ungleichheit zu gelangen. Ab 1995 liegen zumindest Informationen vor, wieviele Personen hierdurch undokumentiert bleiben, so dass der Forscher eine Option hat, diese Fälle gesondert zu behandeln; z.B. durch Imputation von plausiblen Werten für Unbesteuerte. Ein generelles Fazit hierzu ist, dass sich Bundessteuerdaten nicht eignen,

um Aussagen über das Niveau von Ungleichheit zu treffen, wohl aber ist es möglich, aus Bundessteuerdaten den zeitlichen Trend abzuschätzen, dem die Ungleichheit folgt. Ein zentraler Befund des ersten Teils ist, dass die Ungleichheit in den letzten Jahrzehnten zugenommen hat und die Ursache insbesondere in den oberen Perzentilen zu suchen ist.

Die dritte zentrale Einsicht aus Teil II ist, dass Surveydaten einem starken Mittelschicht-bias unterliegen, der Ungleichheitsmasse deutlich nach unten verzerrt. Mit Hilfe der Berner Steuerdaten war es möglich, den Bias zu beziffern und daraus approximativ einen sinnvollen Wert für den Gini-Koeffizienten der Schweiz 2011 herzuleiten. Dieser liegt in etwa bei 0.28 (Gini-Koeffizient aus den HABE-Daten) plus 0.06 (Korrektur des Mittelschichtbias), also ca. bei 0.34.

In Teil III erfolgten Auswertungen der Daten kantonaler Steuerämter, die im Rahmen des SNF-Projekts „Ungleichheit der Einkommen und Vermögen in der Schweiz“ gesammelt wurden. Es soll nicht unerwähnt bleiben, dass das Sammeln und Aufbereiten der Daten mit einem bedeutenden Verhandlungs- und Bearbeitungsaufwand<sup>1</sup> verbunden war (und immer noch ist). Diese Doktorarbeit war nur möglich durch die wertvolle Arbeit aller Mitglieder des SNF-Projekts.

Die Ergebnisse aus Teil III lassen sich wie folgt zusammenfassen. Es wurde untersucht, welchen Erklärungswert zur Ungleichheit der demographische Wandel, die Migration und die Vermögenseinkünfte haben. Den demographischen Variablen kann nur ein geringer Einfluss zugeschrieben werden. Es gibt eine gewisse Tendenz hin zu Kohabitation von Paaren, die nicht heiraten und sich separat veranlagern lassen. Separat betrachtet fallen diese Personen eher in einen Bereich unterhalb des Medianeinkommens, obwohl sie – würden sie als Ehepaar veranlagt – eigentlich in einem Bereich oberhalb des Medians verortet werden müssten. Dabei handelt es sich um ein Artefakt, dass dadurch entsteht, dass fiskalische Haushalte nicht mit realen Haushalten identisch sind. Im Fall der kantonalen Daten wird hierdurch im Wesentlichen im unteren Bereich der Verteilung mehr Ungleichheit gemessen und im oberen Bereich weniger. In der Summe gleichen sich die beiden Beiträge tendenziell aus, denn die Auswirkung (Richtung) auf Aggregatmasse wie den Gini-Koeffizienten ist in der Summe sehr klein.

---

<sup>1</sup>Dasselbe gilt im Übrigen auch für die Steuerdaten der ESTV-Daten vor 1970 aus Teil II, die aus Printbeständen digitalisiert wurden. Besonderer Dank gilt hier Stefan Ilic für die unzähligen Stunden der Digitalisierungsarbeit.

Es gibt Hinweise auf einen demographischen „Effekt“ des Alters, der sich darin zeigt, dass einkommensschwache Altersgruppen sich tendenziell zunehmend von Zürich fernhalten und sich stattdessen in den restlichen Kantonen anreichern. Statt des Alters ist es jedoch vielmehr das Einkommen (bestimmter Altersgruppen), dass für den Mechanismus ursächlich scheint. Leute die mitten im Leben stehen und gut verdienen tun dies vermehrt in Zürich. Der Einfluss der Demographie selbst scheint daher sehr gering.

Ebenfalls gering ist der Einfluss von Vermögenseinkünften. Zwar leisten diese einen erheblichen Beitrag zum Niveau der Ungleichheit, allerdings sind die Anteile der Vermögenseinkünfte am Gesamteinkommen relativ stabil über den Beobachtungszeitraum. Daher kommen Vermögenseinkünfte nicht in Frage für die Erklärung der Zunahme der Einkommensungleichheit in den letzten 20 Jahren. Im Umkehrschluss bedeutet das, dass die Ungleichheitszuwächse im Lohneinkommen zu suchen sind.

Bedeutender fallen dagegen die Analysen zum Einfluss der Migration aus. Hier zeichnet sich ab, dass, zumindest für den Kanton Obwalden, Migration die entscheidende Rolle bei der Entwicklung der Einkommens- und Vermögensungleichheit spielt. In besonderem Mass gilt dies für zugezogene Personen mit nicht-schweizer Nationalität. Hier bestehen Anknüpfungspunkte an die vorliegende Arbeit: Zum einen wäre der genaue Mechanismus zu untersuchen, der Personen zum Zuzug nach Obwalden veranlasst. Die Indizien sprechen jedoch klar dafür, dass hier der Steuerwettbewerb massiv zum Tragen kommt. Zum anderen wäre aber interessant, zusätzlich zu untersuchen, wie sich die Anwesenheit der zugezogenen einkommensstarken Personen auf die bereits in Obwalden lebende Bevölkerung auswirkt.



## 15. Messen wir wirklich das, was wir messen wollen?

Obgleich sich die Arbeit explizit mit Fragen ökonomischer Ungleichheit in der Schweiz beschäftigt, so ist doch ein implizites Ziel, etwas über die Verteilung des Wohlstands, von Lebenslagen oder noch allgemeiner die Verteilung von Mitteln oder Ressourcen zur Erreichung individueller Lebensziele zu erfahren. Abschliessend scheint es wichtig, einen oder auch zwei Schritte zurückzutreten und aus einer grösseren Distanz zu fragen, ob und wie man diesem Ziel überhaupt näher kommen kann und ob dies mit der vorliegenden Arbeit gelungen ist.

Die Bewertung von Ungleichheit mit ökonomischen Grössen wie Einkommen, Vermögen und Konsum erzeugt praktische als auch konzeptionelle Schwierigkeiten. Die Kapitel 4 bis 7 haben sich ausführlich mit den Details der Unzulänglichkeiten beschäftigt, etwa mit der Frage nach dem optimalen Einkommensmass: Bruttoeinkommen oder verfügbares Einkommen, Haushaltseinkommen oder Individualeinkommen, äquivalenzskaliert oder nicht. Der eigentliche Kern dieser Fragen ist immer derselbe: Welches Mass ist am ehesten proportional zum Nutzen, den ein Individuum daraus ziehen kann. In der vorliegenden Arbeit wurde dieses Konzept durch das zum Konsum verfügbare Einkommen approximiert. Das Konzept greift jedoch deutlich zu kurz, denn es impliziert, dass zwei Personen mit demselben verfügbaren Einkommen dieselben Chancen zu ihrer individuellen Zielerreichung haben und denselben Nutzen damit realisieren. Diese Annahme hält nur dann, wenn jedes Bedürfniss an jedem Ort zu gleichen Preisen mit Geld zu kaufen ist und alle Menschen identische Nutzenfunktionen haben oder aber alle Menschen beliebig und kostenfrei mobil sind. Diese Annahmen vereinfachen die Messung von Ressourcen und Ungleichheit zwar enorm, allerdings sind sie in mehrfacher Hinsicht schwer haltbar. Der Nutzen der gleichen Menge Geld hängt etwa massgeblich davon ab, welche öffentlichen Güter am Wohnort bereitgestellt werden. Müssen die Kosten für den Arzt, die

Kita, Schule und Freizeitaktivitäten noch vom verfügbaren Einkommen abgezogen werden oder sind diese am Wohnort gratis inbegriffen? Innerhalb der Schweiz macht es etwa einen grossen Unterschied, ob dasselbe Geld in der ländlichen Zentralschweiz oder im städtischen Genf ausgegeben wird, insbesondere wenn sich zudem die individuellen Präferenzen für öffentliche Güter oder Wohnkosten unterscheiden. Das Argument liesse sich noch etwas überspitzen. Wer ist besser dran: der Minenarbeiter mit hohem Gehalt in der Eiswüste von Norilsk oder der Arbeitslose Deutsche der sich mit dem Billigflieger nach Mallorca abgesetzt hat? Wäre der Forscher gezwungen die Situation dieser beiden Personen zu vergleichen, würde er sie niemals nach dem Einkommen fragen, sondern vielmehr nach der Selbsteinschätzung der Lebenssituation oder nach Merkmalen der Gesundheit. Das Beispiel ist etwas extrem gewählt, soll aber einen wichtigen Punkt verdeutlichen. Es ist unplausibel, davon auszugehen, dass jedes Bedürfnis (in beliebigem Mass) monetär zu erfüllen ist (obwohl Geld per se kein schlechter Proxy ist). Weitere Beispiele wären etwa die nur bedingte Heilbarkeit von zahlreichen Krankheiten, ein unerfüllter Kinder- oder Partnerwunsch und schliesslich das zeitliche Limit des Lebens. Klar ist, dass sich ein schweizer Arbeiterkind und ein Daniel Vasella deutlich ähnlicher sind, wenn sie in diesen Dimensionen verglichen werden, statt das Einkommen als Metrik heranzuziehen.

Alternative Konzepte, um den Lebensstandard von Individuen oder Gesellschaften vergleichbar zu machen existieren durchaus. So hat etwa Jigme Singye Wangchuck, der ehemalige König Bhutans den Begriff des Bruttonationalglücks geprägt, der zusätzlich Fragen nach Gerechtigkeit, Umwelt und Kultur stellt. Formaler wurden die Konzepte etwa von den Vereinten Nationen aufgegriffen. Der Human Development Index<sup>1</sup> und der Multidimensional Poverty Index<sup>2</sup> berücksichtigen etwa drei Dimensionen: Gesundheit, Einkommen und Bildung. Diese Indizes wurden als Aggregatmasse konzipiert. So besitzen sie einen gewissen Erkenntniswert bezogen auf die Frage nach Ungleichheit zwischen Ländern, aber nicht innerhalb von Ländern. Einen interessanten Versuch hat die OECD mit ihrem Better Live Index gestartet<sup>3</sup>. Zwar kann der Index unmöglich alle Dimensionen abdecken, die für irgendeinen Menschen wichtig erscheinen, immerhin werden aber 11 Dimensionen thematisiert, die zweifelsohne für die meisten Menschen eine grosse Bedeutung haben, allen voran Gesundheit, Lebenszufriedenheit, Einkommen, Sicherheit und Work-Life-Balance<sup>4</sup>. Zudem hat die OECD mit diesem Projekt angefangen, Indi-

---

<sup>1</sup><http://hdr.undp.org/en>

<sup>2</sup><http://hdr.undp.org/en/content/multidimensional-poverty-index-mpi>

<sup>3</sup><http://www.oecdbetterlifeindex.org/>

<sup>4</sup>Die restlichen Dimensionen sind die Qualität von Wohnraum, Beruf, Bildung und Gemeinschaft, Umwelt, Vertrauen in die Regierung und demokratische Willensbildung.)

vidualdaten zu sammeln, die eine persönliche Gewichtung der 11 Dimensionen enthalten. Das Projekt ist sehr vielversprechend, da diese Daten in Zukunft (bislang wurden noch nicht viele Daten gesammelt) geeignet sind, auch individuelle Nutzenfunktionen zu berücksichtigen, wenn es darum geht, politische Empfehlungen abzuleiten. Ebenfalls erwähnenswert sind die Bestrebungen der Vereinten Nationen mit dem World Happiness Report<sup>5</sup>, der neben Einkommen und Lebenserwartung einen weiteren essentiellen Baustein des Lebensstandards enthält: die wahrgenommene Möglichkeit, Lebensziele zu realisieren.

Was hat das alles mit der vorliegenden Arbeit zu tun? Ganz generell sollte der Forscher nie das grosse Ganze aus den Augen verlieren und es sollte klar werden, dass die Ergebnisse der Arbeit nur ein kleines Puzzleteil in der Frage nach der Situation und dem Wandel der Ungleichheit (in der Schweiz) sind. Politik und Gesellschaft sollten bei ihren Entscheidungen neben ökonomischen auch weitere Dimensionen berücksichtigen. Die Frage nach der Umverteilung des Geldes ist dennoch der Hauptakteur der politischen Debatten – zum Nachteil anderer wichtiger Fragen, wie z.B. die Verbesserung der gesundheitlichen Versorgung oder der Chancengleichheit. Persönlich bedauere ich, dass Konzepte wie z.B. die Maximierung des Bruttonationalglücks bislang keinen breiteren Anklang in der Realität politischer Entscheidungsprozesse gefunden haben. Ich glaube, der Grund dafür ist eine allgemeine Skepsis gegenüber alternativen Benchmarks für gesellschaftliche Entwicklung. Im Vergleich zur Masszahl, die auf einer harten Währung basiert, scheinen alternative Konzepte schwammig, unpräzise und normativ. Genau an dieser Stelle kann die vorliegende Arbeit aber einen Erkenntnisgewinn beisteuern: Die Bewertung der gesellschaftlichen Situation anhand der Verteilung ökonomischer Ressourcen ist alles andere als trivial und selbst die Verknüpfung des als Ideal beschriebenen „äquivalenzskalierten verfügbaren Haushaltseinkommens“ mit dem individuellen Lebensstandard ist konzeptionell noch schwammiger, statistisch ebenfalls wenig präzise<sup>6</sup> und ebenso normativ. Die Tragik dabei ist, dass die frankengenaue Darstellung ökonomischer Grössen und daraus abgeleiteter Ungleichheitsmasse nicht nur dem Laien sondern auch Wissenschaft und Politik ein wohliges Gefühl geben über die Zuverlässigkeit, Präzision und Belastbarkeit der produzierten Zahlen. Der Appell an die Forschenden muss daher

---

<sup>5</sup><http://unsdsn.org/resources/publications/world-happiness-report-2013/>

<sup>6</sup>Die Gründe dafür finden sich in den Kapiteln 4 bis 7. Z.B. Ausreisser, fehlende Daten, Steuerhinterziehung, Unklarheit über die Verteilung von Ressourcen innerhalb des Haushalts, unbekannte Haushaltskonstellationen.

lauten, regelmässig zu hinterfragen, ob man mit seiner Forschung zumindest ungefähr richtig liegt oder präzise daneben.

# Literatur

- Alderson, Arthur S. und Kevin Doran (2013). „How Has Income Inequality Grown?“ English. In: *Income inequality: economic disparities and the middle class in affluent countries*. Hrsg. von Janet C Gornick und Markus Jäntti. Stanford: Stanford University Press.
- Alvaredo, Facundo, Anthony B. Atkinson u. a. (2014). *The World Top Incomes Database*.
- Alvaredo, Facundo und Emmanuel Saez (2009). „Income and Wealth Concentration in Spain from a Historical and Fiscal Perspective“. en. In: *Journal of the European Economic Association* 7.5, S. 1140–1167.
- Atkinson, A. B und Thomas Piketty (2010). *Top incomes: a global perspective*. English. Oxford: Oxford University Press.
- Atkinson, Anthony B. (1970). „On the measurement of inequality“. In: *Journal of Economic Theory* 2.3, S. 244–263.
- (1983). *The economics of inequality*. Oxford: Clarendon Press.
- (2013). „Foreword“. English. In: *Income inequality: economic disparities and the middle class in affluent countries*. Hrsg. von Janet C. Gornick und Markus Jäntti. Stanford: Stanford University Press.
- Autor, David H., Lawrence F. Katz und Alan B. Krueger (1998). „Computing Inequality: Have Computers Changed the Labor Market?“ en. In: *The Quarterly Journal of Economics* 113.4, S. 1169–1213.
- Baccaro, Lucio (2011). „Labor, Globalization and Inequality: Are Trade Unions Still Redistributive?“ In: *Research in the Sociology of Work* 22, S. 213–285.
- Becker, Gary S. (1962). „Investment in human capital: A theoretical analysis“. In: *The journal of political economy* 70, S. 9–49.
- Becker, Rolf und Claudia Schuchart (2010). „Verringerung sozialer Ungleichheiten von Bildungschancen durch Chancenausgleich? Ergebnisse einer Simulation bildungspolitischer Maßnahmen“. German. In: *Bildung als Privileg*. Hrsg. von Rolf Becker und Wolfgang Lauterbach. Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften, S. 413–436.

- Berman, Eli, John Bound und Zvi Griliches (1994). „Changes in the Demand for Skilled Labor within U. S. Manufacturing: Evidence from the Annual Survey of Manufactures“. en. In: *The Quarterly Journal of Economics* 109.2, S. 367–397.
- Bethlehem, Jelke, Fannie Cobben und Barry Schouten (2011). *Handbook of Nonresponse in Household Surveys*. en. Hoboken: Wiley.
- Bogner Kathrin und Landrock, Uta (2015). „Antworttendenzen in standardisierten Umfragen“. In: *GESIS – Leibniz-Institut für Sozialwissenschaften (SDM Survey Guidelines)*.
- Brühlhart, Marius und Rafael Parchet (2014). „Alleged Tax Competition\_ The Mysterious Death of Bequest Taxes in Switzerland“. In: *Journal of Public Economics* 111, S. 63–78.
- Budowski, Monica und Michael Nollert (2010). „Generationengerechtigkeit: Ungleichheitsanalytische Lücken der Generationenkonflikt-These“. de. In: *Soziale Ungleichheiten*. Hrsg. von Monica Budowski und Michael Nollert. Zürich: Seismo, S. 214–237.
- Buhmann, Brigitte u. a. (1988). „Equivalence Scales, Well-Being, Inequality, and Poverty: Sensitivity Estimates Across Ten Countries Using the Luxembourg Income Study (lis) Database“. en. In: *Review of Income and Wealth* 34.2, S. 115–142.
- Card, David (1989). *The Impact of the Mariel Boatlift on the Miami Labor Market*. Working Paper 3069. National Bureau of Economic Research.
- (2009). *Immigration and Inequality*. Working Paper 14683. National Bureau of Economic Research.
- Cowell, Frank Alan und Emmanuel Flachaire (2007). „Income distribution and inequality measurement: The problem of extreme values“. In: *Journal of Econometrics* 141.2, S. 1044–1072.
- Dahrendorf, Ralf (1961). *Über den Ursprung der Ungleichheit unter den Menschen*. Tübingen: Mohr Siebeck.
- Dalton, Hugh (1920). „The measurement of the inequality of incomes“. In: *The Economic Journal* 30.119, S. 348–361.
- Daly, Mary C. und Robert G. Valletta (2006). „Inequality and poverty in United States: the effects of rising dispersion of men’s earnings and changing family behaviour“. In: *Economica* 73.289, S. 75–98.
- Davis, Kingsley und Wilbert E. Moore (1945). „Some Principles of Stratification“. In: *American Sociological Review* 10.2, S. 242–249.
- De Maio, Fernando G. (2007). „Income inequality measures“. In: *Journal of epidemiology and community health* 61.10, S. 849–852.

- Dell, Fabian, Thomas Piketty und Emmanuel Saez (2007). „Income and wealth concentration in Switzerland over the 20th century“. en. In: *Top Incomes Over the Twentieth Century: A Contrast Between Continental European and English-Speaking Countries*. Oxford: Oxford University Press, S. 472–500.
- Diekmann, Andreas (2009). *Empirische Sozialforschung: Grundlagen, Methoden, Anwendungen*. German. Reinbek bei Hamburg: Rowohlt-Taschenbuch-Verl.
- Diewald, Martin und Thomas Faist (2011). „Von Heterogenitäten zu Ungleichheiten: Soziale Mechanismen als Erklärungsansatz der Genese sozialer Ungleichheiten“. In: *Berliner Journal für Soziologie* 21.1, S. 91–114.
- DiNardo, John (2002). „Propensity score reweighting and changes in wage distributions“. Working Paper.
- DiNardo, John, Nicole M. Fortin und Thomas Lemieux (1996). „Labor Market Institutions and the Distribution of Wages, 1973-1992: A Semiparametric Approach“. In: *Econometrica* 64.5, S. 1001–1044.
- Dustmann, Christian u. a. (2014). „From Sick Man of Europe to Economic Superstar: Germany’s Resurgent Economy“. In: *The Journal of Economic Perspectives* 28.1, S. 167–188.
- Eifler, Stefanie und Christina Bentrup (2003). „Zur Validität von Selbstberichten abweichenden und hilfreichen Verhaltens mit der Vignettenanalyse“. In: *Bielefelder Arbeiten zur Sozialpsychologie* 208.
- Elliott, James R. (2001). „Referral Hiring and Ethnically Homogeneous Jobs: How Prevalent Is the Connection and for Whom?“. In: *Social Science Research* 30.3, S. 401–425.
- ESTV (2013). *Das schweizerische Steuersystem*. de. 15. Aufl. Bern.
- (2014). *Verteilung des Wohlstands in der Schweiz*. Techn. Ber. Bern: Eidgenössische Steuerverwaltung.
- Favre, Sandro, Rafael Lalive und Josef Zweimüller (2013). *Verdrängungseffekte des Freizügigkeitsabkommens Schweiz-EU auf dem Schweizer Arbeitsmarkt*. Techn. Ber. Staatssekretariat für Wirtschaft.
- Feld, Lars P. und Bruno S. Frey (2006). „Tax Evasion in Switzerland: The Roles of Deterrence and Tax Morale“. en. In: *Working paper series: Institute for Empirical Research in Economics*. Bd. 284. Zürich, S. 123–153.
- Feld, Lars P., Gebhard Kirchgässner und Christoph A. Schaltegger (2003). *Decentralized taxation and the size of government: evidence from Swiss state and local governments*. Techn. Ber. CESifo Working Paper.

- Foellmi, Reto und Isabel Martínez (2013). *Volatile Top Income Shares in Switzerland? Reassessing the Evolution Between 1981 and 2008*. Economics Working Paper Series 1227. University of St. Gallen, School of Economics und Political Science.
- Fritschi, Tobias und Livia Bannwart (2013). *Einfluss familienpolitischer Ausgleichsinstrumente auf die Ungleichheit von Einkommen in der Schweiz*. Techn. Ber. Bern: Berner Fachhochschule.
- Gornick, Janet C. und Markus Jäntti (2013). *Income inequality: economic disparities and the middle class in affluent countries*. English. Stanford: Stanford University Press.
- Grabka, Markus und Ursina Kuhn (2012). *The evolution of income inequality in Germany and Switzerland since the turn of the millennium*. Techn. Ber. DIW Berlin.
- Groß, Jochen und Christina Börensén (2008). „Wie valide sind Verhaltensmessungen mittels Vignetten?“ In: *Klein aber fein!: Quantitative empirische Sozialforschung mit kleinen Fallzahlen*. Hrsg. von Peter Kriwy und Christiane Gross. Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften.
- Gustafsson, Björn und Mats Johansson (1999). „In Search of Smoking Guns: What Makes Income Inequality Vary over Time in Different Countries?“ In: *American Sociological Review* 64.4, S. 585–605.
- Handcock, Mark und Martina Morris (1999). *Relative Distribution Methods in the Social Sciences (Statistics for Social Science and Behavioral Sciences)*. New York: Springer.
- Hao, Lingxin und Daniel Q. Naiman (2010). *Assessing Inequality*. en. California, New Delhi, London, Singapore: SAGE.
- Hoffmeyer-Zlotnik, Jürgen H.P. und Uwe Warner (2008). *Privater Haushalt : Konzepte und ihre Operationalisierung in nationalen und internationalen sozialwissenschaftlichen Umfragen*. Mannheim: Forschung Raum und Gesellschaft e.V.
- International Labour Organisation (ILO) (2004). *Final report of the 17th International Conference of Labour Statisticians*. Techn. Ber.
- Jann, Ben (2008). *Erwerbsarbeit, Einkommen und Geschlecht: Studien zum Schweizer Arbeitsmarkt*. Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften.
- Jann, Ben und Benita Combet (2013). „Zur Entwicklung der intergenerationalen Mobilität in der Schweiz“. In: *Schweizerische Zeitschrift für Soziologie* 38.2, S. 177–199.
- Keuschnigg, Marc und Jochen Groß. „Nationale und internationale Einkommensverteilung“. In: *Wirtschaftssoziologie II: Anwendungen*. Hrsg. von Norman Braun, Marc Keuschnigg und Tobias Wolbring. Berlin: De Gruyter, S. 195–226.
- Kolm, Serge-Christophe (1969). „The optimal production of social justice“. In: *Public Economics*. Hrsg. von Julius Margolis und Henri Guitton, S. 145–200.

- Korinek, Anton, Johan A. Mistiaen und Martin Ravallion (2006). „Survey nonresponse and the distribution of income“. en. In: *The Journal of Economic Inequality* 4.1, S. 33–55.
- Kriwy, Peter und Christiane Gross (2008). *Klein aber fein!: Quantitative empirische Sozialforschung mit kleinen Fallzahlen*. Forschung und Entwicklung in der Analytischen Soziologie. Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften.
- Krueger, Alan B. (1993). „How Computers Have Changed the Wage Structure: Evidence from Microdata, 1984-1989“. In: *The Quarterly Journal of Economics* 108.1, S. 33–60.
- Kuznets, Simon (1955). „Economic growth and income inequality“. In: *The American Economic Review* 45.1, S. 1–28.
- Leigh, Andrew (2007). „How Closely Do Top Income Shares Track Other Measures of Inequality?“ In: *Economic Journal* 117.524, S. 619–633.
- Lenski, Gerhard Emmanuel (1977). *Macht und Privileg*. Berlin: Suhrkamp.
- Levy, Frank und Richard J. Murnane (1992). „US earnings levels and earnings inequality: A review of recent trends and proposed explanations“. In: *Journal of Economic Literature* 30.3, S. 1333–1381.
- Mahler, Vincent A. und David K. Jesuit (2006). „Fiscal redistribution in the developed countries: new insights from the Luxembourg Income Study“. In: *Socio-Economic Review* 4.3, S. 483–511.
- Marsden, Peter V. und Elizabeth H. Gorman (2001). „Social Networks, Job Changes, and Recruitment“. English. In: *Sourcebook of Labor Markets*. Hrsg. von Ivar Berg und ArneL. Kalleberg. Plenum Studies in Work and Industry. New York: Springer, S. 467–502.
- Marx, Karl (1867). *Das Kapital*. Hamburg: Otto Meissner Verlag.
- Mincer, Jacob (1958). „Investment in human capital and personal income distribution“. In: *The Journal of Political Economy* 66.4, S. 281–302.
- Modetta, Caterina und Bettina Müller (2012). *Einkommensungleichheit und staatliche Umverteilung*. Techn. Ber. Neuchatel: Bundesamt für Statistik (BFS).
- Morris, Martina und Bruce Western (1999). „Inequality in Earnings at the Close of the Twentieth Century“. In: *Annual review of sociology* 25, S. 623–657.
- Müller, André und Tobias Schoch (2014). *Vermögenslage der privaten Haushalte*. Techn. Ber. Neuchatel: Bundesamt für Statistik (BFS).
- OECD (2008). *Growing Unequal? Income Distribution and Poverty in OECD Countries*. Techn. Ber. OECD Publishing.

- OECD (2011). *Divided We Stand. Why Inequality Keeps Rising*. Techn. Ber. OECD Publishing.
- (2013). *OECD Framework for Statistics on the Distribution of Household Income, Consumption and Wealth*. en. OECD Publishing.
- Palme, Joakim (2010). „Wohlfahrtsstaaten und Ungleichheit: Institutionellen Designs und Umverteilungswirkungen“. In: *Soziale Ungleichheiten*. Hrsg. von Monica Budowski und Michael Nollert. Zürich: Seismo, S. 163–192.
- Parker, Simon C. (1998). „Income Inequality and the Business Cycle: A Survey of the Evidence and Some New Results“. In: *Journal of Post Keynesian Economics* 21.2, S. 201–225.
- Peichl, Andreas, Nico Pestel und Hilmar Schneider (2012). *Does Size Matter? The Impact of Changes in Household Structure on Income Distribution in Germany*. SSRN Scholarly Paper ID 1998548. Rochester, NY: Social Science Research Network.
- Peters, Rudi (2005). *Effet Des Deductions Du L'impôt Federal Direct Des Personnes Physiques*. Techn. Ber. Bern: Eidgenössische Steuerverwaltung.
- Piketty, Thomas (2001). *Les hauts revenus en France au XXe siècle: inégalités et redistributions : 1901-1998*. Paris: Grasset.
- (2003). „Income Inequality in France, 1901-1998“. In: *Journal of Political Economy* 111.5, S. 1004–1042.
- (2014). *Capital in the Twenty-First Century*. Englisch. Harvard University Press.
- Piketty, Thomas und Emmanuel Saez (2003). „Income inequality in the United States, 1913–1998“. In: *The Quarterly Journal of Economics* 118.1, S. 1–41.
- Piketty, Thomas, Ilse Utz und Stefan Lorenzer (2014). *Das Kapital im 21. Jahrhundert*. München: C.H.Beck.
- Rognlie, Matthew (2015). *Deciphering the fall and rise in the net capital share*. Working Paper. MIT Department of Economics.
- Salverda, Wiemer u. a. (2014). *Changing Inequalities in Rich Countries: Analytical and Comparative Perspectives*. Englisch. Oxford: Oxford University Press.
- Särndal, Carl-Erik, Bengt Swensson und Jan Wretman (2003). *Model Assisted Survey Sampling*. New York: Springer.
- Schaltegger, Christoph A. und Christoph Gorgas (2011). *The Evolution of Top Incomes in Switzerland over the 20th Century*. CREMA Working Paper Series 2011-06. Center for Research in Economics, Management und the Arts (CREMA).
- Schmidheiny, Kurt (2006). „Income segregation and local progressive taxation: Empirical evidence from Switzerland“. In: *Journal of Public Economics* 90.3, S. 429–458.

- Schultz, Theodore W. (1961). „Investment in human capital“. In: *The American economic review* 51.1, S. 1–17.
- Sen, Amartya K. (1973). „On Ignorance and Equal Distribution“. In: *American Economic Review* 63.5, S. 1022–24.
- Shorrocks, Anthony und Daniel Slottje (2002). „Approximating unanimity orderings: An application to Lorenz dominance“. In: *Journal of Economics* 77.1, S. 91–117.
- Smith, Adam (1776). *An Inquiry into the Nature and Causes of the Wealth of Nations*. London.
- SNA (2008). *System of national accounts 2008*. New York: UN.
- Städler, Iwan (2014). *Wie Spitzenverdiener von der Steuerflucht profitieren*. URL: <http://www.tagesanzeiger.ch/schweiz/standard/Wie-Spitzenverdiener-von-der-Steuerflucht-profitieren/story/28226516>.
- Stiglitz, Joseph Eugene (2012). *The price of inequality*. English. New York; London: W.W. Norton & Company.
- Strub, Silvia und Michael Gerfin (2008). „Vergleichende Analyse der Löhne von Frauen und Männern anhand der Lohnstrukturerhebungen 1998 bis 2006“. In:
- Suter, Christian (2010). „Redistributionsleistungen des Schweizer Sozialstaats“. In: *Soziale Ungleichheiten*. Hrsg. von Monica Budowski und Michael Nollert. Zürich: Seismo, S. 197–213.
- Szydlik, Marc (2011). „Erben in Europa“. de. In: *KZfSS Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 63.4, S. 543–565.
- Tilly, Chris, Barry Bluestone und Bennett Harrison (1986). „What is making American wages more unequal?“ In: *Proceedings of the Thirty-Ninth Annual Meeting of the Industrial Relations Research Association*, S. 338–348.
- UNECE und EUROSTAT (2006). *Conference of European Statisticians Recommendations for the 2010 Censuses of Population and Housing*. Techn. Ber. New York und Geneva: United Nations.
- United Nations (2011). *Canberra Group. Handbook on Household Income Statistics*. Geneva: United Nations.
- Wang, Chen, Koen Caminada und Kees Goudswaard (2012). „Die Umverteilungswirkung von Sozialtransferprogrammen und Steuern: Verschiedene Länder im Vergleich“. In: *Internationale Revue für Soziale Sicherheit* 65.3, S. 31–54.
- Weizsäcker, Robert K. von (1995). *Does an Aging Population Increase Inequality?* Discussion Papers 535. Institut fuer Volkswirtschaftslehre und Statistik, Abteilung fuer Volkswirtschaftslehre.

- Wilkinson, Richard G. und Kate E. Pickett (2009). „Income inequality and social dysfunction“. In: *Annual Review of Sociology* 35, S. 493–511.
- World Economic Forum (2013). *Global Risks 2013. Eighth Edition*. Techn. Ber. Geneva: World Economic Forum.
- (2015). *The Global Risks report 2015*. Techn. Ber. Geneva: World Economic Forum.
- Wright, Erik Olin (1985). „Was bedeutet neo und was heißt marxistisch in der neomarxistischen Klassenanalyse?“ In: *Die Analyse sozialer Ungleichheit*. Hrsg. von Hermann Strasser und John H. Goldthorpe. Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften, S. 238–266.

# Selbstständigkeitserklärung

Ich erkläre hiermit, dass ich diese Arbeit selbständig verfasst und keine anderen als die angegebenen Quellen benutzt habe. Alle Koautorenschaften sowie alle Stellen, die wörtlich oder sinngemäss aus Quellen entnommen wurden, habe ich als solche gekennzeichnet. Mir ist bekannt, dass andernfalls der Senat gemäss Artikel 36 Absatz 1 Buchstabe o des Gesetzes vom 5. September 1996 über die Universität zum Entzug des aufgrund dieser Arbeit verliehenen Titels berechtigt ist.

Bern, den 30. April 2015

Rudolf Farys

A handwritten signature in black ink, consisting of the letters 'R' and 'F' in a cursive, stylized script.