

WORKING PAPER-REIHE DER AK WIEN

VERMÖGENSKONZENTRATION IN ÖSTERREICH – EIN UPDATE AUF BASIS DES HFCS 2017

Ines Heck
Jakob Kapeller
Rafael Wildauer

206 |



WIEN

MATERIALIEN ZU WIRTSCHAFT UND GESELLSCHAFT

Materialien zu Wirtschaft
und Gesellschaft Nr. 206
Working Paper-Reihe der AK Wien

Herausgegeben von der Abteilung Wirtschaftswissenschaft und Statistik
der Kammer für Arbeiter und Angestellte
für Wien

Vermögenskonzentration in Österreich – Ein Update auf Basis des HFCS 2017

Ines Heck, Jakob Kapeller, Rafael Wildauer

November 2020

Die Deutsche Bibliothek – CIP-Einheitsaufnahme

Ein Titeldatensatz für diese Publikation ist bei
der Deutschen Bibliothek erhältlich.

ISBN 978-3-7063-0850-2

Kammer für Arbeiter und Angestellte für Wien
A-1041 Wien, Prinz-Eugen-Straße 20-22, Tel: (01) 501 65, DW 12283

Vermögenskonzentration in Österreich - Ein Update auf Basis des HFCS 2017*

Ines Heck¹, Jakob Kapeller², and Rafael Wildauer³

^{1,3}University of Greenwich

²Universität Duisburg-Essen und Johannes Kepler Universität Linz

23. November 2020

Zusammenfassung

Auf Basis der dritten Welle des *Household Finance and Consumption Survey* (HFCS) werden deskriptive Verteilungsmaße für die private Vermögensverteilung in Österreich präsentiert und die wahrscheinlichen Verzerrungen, unter denen auf Umfragen basierende Vermögenserhebungen leiden, diskutiert, insbesondere *nonobservation*, *differential nonresponse* und *underreporting*. In Anlehnung an die Kritik von [Blanchet et al. \(2017, 2018\)](#) an der Pareto-Verteilung ersten Typs, die Skaleninvarianz, also gleichbleibende Vermögenskonzentration innerhalb der Spitze voraussetzt, wird ein neues Verfahren vorgestellt, um die Spitze der Vermögensverteilung statistisch zu modellieren. Der vorliegende Bericht geht von einer Pareto-Verteilung zweiten Typs aus, deren Parameter mit Hilfe der *elemental percentile method* (EPM) von [Castillo & Hadi \(1997\)](#) geschätzt werden. Wird die Verteilungsspitze mit Hilfe dieser Pareto-Verteilung modelliert, steigt das österreichische Gesamtvermögen von 985 Mrd. Euro auf 1.249 Mrd. Euro und das Durchschnittsvermögen von 250.000 Euro auf 318.000 Euro im Vergleich zu den HFCS-Originaldaten. Der Anteil des obersten Prozents am Gesamtvermögen steigt von 23 auf 39 Prozent. Anschließend wird auf Basis dieser Ergebnisse das Aufkommenspotential einer jährlichen Steuer auf das Haushaltsnettovermögen untersucht. Zu diesem Zweck wird das Einkommen vier verschiedener Steuermodelle geschätzt, jeweils auch für Szenarien, in denen mögliche Ausweicheffekte der Steuersubjekte berücksichtigt werden. Während das lineare Modell I (Steueraufkommen 5 Mrd. Euro ohne Ausweicheffekte) und das schwach progressive vierstufige Modell II (8,8 Mrd. Euro mit Ausweicheffekten) wahrscheinlich kaum in der Lage wären, die Vermögenskonzentration zu verringern, würde das stark progressive, sechsstufige Modell III zumindest eine Stabilisierung oder leichte Senkung der Vermögensungleichheit bewirken (Steueraufkommen von 13,1 Mrd. Euro bei starken Ausweicheffekten). Das an [Piketty \(2013\)](#) angelehnte Modell IV würde ein effektives Maximalvermögen vom 1.000-fachen Durchschnittsvermögen (rund 318 Millionen Euro) zur Folge haben und ein Steueraufkommen von 91,5 Mrd. Euro im ersten Jahr generieren, selbst bei starken Ausweicheffekten. Modell IV würde eine drastische Reduktion der Vermögensungleichheit in Österreich zur Folge haben.

*Spezieller Dank ergeht an Philipp Langgruber für seine Implementierung des EPM-Schätzers.

Abstract

This report uses the third wave of the *Household Finance and Consumption Survey* (HFCS) to analyse the distribution of household wealth in Austria. Special focus is given to the problem of *differential nonresponse* bias from which the Austrian survey data is most likely suffering. Taking [Blanchet et al.'s \(2017\)](#) and [Blanchet et al.'s \(2018\)](#) critique into account that reliance on type I Pareto distributions to correct the underreporting in the tail due to differential nonresponse relies on the restrictive assumption of scale invariance, this report presents a new approach. We fit a type II Pareto distribution to the data which allows for nonconstant concentration within the tail of the wealth distribution. We overcome the well known problems of fitting type II distributions to the data by adapting [Castillo & Hadi's \(1997\) elemental percentile method](#) (EPM). Using this approach results in an increase of aggregate private net wealth in Austria from 985 billion to 1,249 billion Euro. Average household net wealth increases from 250,000 to 318,000 Euro and the top 1% share increases from 23 to 39 percent. Next we use the Pareto-tail-amended data to estimate the revenue potential of four different periodic net wealth tax designs, taking tax evasion into account. Linear model I yields revenues of 5 billion Euro (assuming no evasion), mildly progressive model II yields 8.8 billion Euro (including evasion effects) and progressive model III yields 13.1 billion Euros (assuming strong evasion effects). Model IV is inspired by [Piketty \(2013\)](#) and introduces a maximum wealth level at 1,000 times average wealth (i.e. 318 million Euro). We estimate the revenue potential of model IV to be 91.5 billion Euro in the first year, even when taking strong evasion reactions into account. Models I and II would only be able to slow down increases in wealth inequality, while model III might have the potential to stabilize current levels of inequality and model IV would have the potential to strongly reduce current levels of inequality.

Inhaltsverzeichnis

1	Einleitung	1
2	Methodisches Vorgehen	2
2.1	Datenquelle und Erhebung	2
2.2	Statistische Verzerrungen im Kontext von Vermögensbefragungen	3
2.3	Zusätzliche Datenquellen für die Schätzung von Privatvermögen	6
2.4	Die statistische Analyse der österreichischen Vermögensverteilung im Lichte aktueller Debatten: Neue Erkenntnisse zu Pareto-Verteilungen	7
3	Deskriptive Merkmale der untersuchten Daten	11
3.1	Allgemeine deskriptive Statistiken	11
3.2	Besonders vermögende Haushalte: Ergebnisse aus drei Wellen	14
4	Drei Ansätze zur Schätzung des Privatvermögens in Österreich	17
5	Schätzung von privaten Vermögenswerten	19
5.1	Erfassung der Vermögensverteilung	19
5.2	Datenanpassung	21
5.3	Verteilung nach Datenanpassung	22
6	Statistische Signifikanz der Ergebnisse	23
7	Aufkommenspotential einer allgemeinen Vermögenssteuer	25
8	Resümee	28

Abbildungsverzeichnis

1	Vermögensklassen in 50.000-Euro-Schritten	12
2	Kumulierte Verteilungsfunktion	13
3	Lorenzkurve auf Basis der originalen HFCS-Daten	14
4	Durchschnittliche Vermögen der Perzentile 76 bis 99	16
5	Lorzenkurve mit adaptierten Daten	24
6	CCDFs verschiedener Pareto-Verteilungen auf doppelt logarithmierter Skala	34
7	CvM-Teststatistiken Typ-I-Pareto-Modell (Variante I)	34

Tabellenverzeichnis

1	Eckdaten zu den drei bisherigen Wellen der HFCS-Erhebung in Österreich	3
2	Effektive Oversampling-Raten im HFCS (dritte Welle)	5
3	Verhältnis der Pareto-Verteilungen bzw. deren Parameter zueinander	9
4	Vergleich der Ungleichheitsstruktur an der Spitze	10
5	Wichtigste deskriptive Merkmale aller drei HFCS-Wellen in Euro	11
6	Die reichsten 5 Prozent im Fokus	15
7	Deskriptive Merkmale aller drei Wellen im Vergleich	17
8	Parameter und CvM-Teststatistiken für Typ-II-Pareto-Modell (Variante III)	21
9	Ergebnisse der Datenanpassung	23
10	Top 5 Perzentile nach der Datenanpassung	23
11	Konfidenzintervalle auf Basis von 1000 Replikationsgewichten	25
12	Vermögenssteuer-Modelle I-IV und ihre Aufkommen	27
13	Steueraufkommen der Vermögenssteuer-Modelle I-IX	35
14	Durchschnittliches Vermögen in Euro je Perzentil	36
15	Perzentilgrenzen in Euro	37
16	Gesamtvermögen in Millionen Euro je Perzentil	38

1 Einleitung

In der letzten Dekade ist das Interesse an der Frage nach der Höhe und Verteilung privater Vermögen im wirtschaftswissenschaftlichen Diskurs stark angestiegen. Dieses steigende Interesse kann durchaus als Wendepunkt verstanden werden: Zuvor wurden derartige Fragen über Jahrzehnte sowohl in der Öffentlichkeit als auch in der wissenschaftlichen Debatte weitgehend ignoriert. Dieser Befund gilt insbesondere für Österreich, das sich traditionell durch eine besonders schwache Datenlage im Bereich privater Vermögen auszeichnete. Im letzten Jahrzehnt haben vor allem zwei Faktoren zu einer Veränderung dieser Situation beigetragen. Zum einen haben eine Reihe wissenschaftlicher Beiträge – darunter insbesondere [Piketty \(2013\)](#) – die große Relevanz der Vermögensverteilung für die gesellschaftliche und ökonomische Entwicklung herausgearbeitet und dabei gezeigt, dass die Vermögensungleichheit in den meisten reichen, industrialisierten Ländern wie auch aus globaler Sicht sukzessive zunimmt. Zum anderen führte die Einführung des *Household Finance and Consumption Survey* (HFCS) des Europäischen Zentralbanksystems zu einer massiven Verbesserung der Datenlage zu privaten Vermögen in Europa im Allgemeinen und Österreich im Speziellen.

Diese verbesserte Datengrundlage und das neu geweckte Interesse an dem Thema ermöglichen eine fundierte und breite Diskussion zur Vermögensverteilung in Österreich und Europa. Dies ist dabei von doppelter Relevanz: Einerseits verbessert die Verfügbarkeit neuer Datenquellen die empirische Arbeitsgrundlage vieler Sozial- und Wirtschaftswissenschaftler*innen und hebt so den akademischen Diskurs zur Frage der Höhe und Verteilung privater Vermögen auf eine neue Qualitätsstufe. Andererseits ermöglichen solide Informationen zu privaten Vermögen auch eine seriöse Möglichkeit, Fragen der Vermögenshöhe und -verteilung im Rahmen der öffentlichen Debatte zu artikulieren, welche auch aus demokratiepolitischer Sicht von hohem Interesse sind. Die Verteilung privater Vermögen stellt eine zentrale Einflussgröße vieler gesellschaftlicher Entwicklungen dar, die nicht nur die individuellen Handlungsspielräume und das subjektive Wohlbefinden einzelner Personen und Haushalte bestimmt, sondern die auch Implikationen für gesamtgesellschaftliche Aspekte – wie Fragen des sozialen Zusammenhalts oder Verteilung von Macht und Einfluss – mit sich bringt.

Eine zentrale politische Herausforderung in diesem Kontext bildet die Beurteilung einer hohen – und in den meisten Ländern weiter steigenden – Vermögensungleichheit: Stellt die ungleiche Verteilung von Vermögen ein Problem dar und soll diese daher durch politische Eingriffe geändert werden? Beantwortet man diese Frage affirmativ, ergibt sich eine direkte Verbindung zur Debatte über die Besteuerung privater Vermögen. Um einen seriösen und informierten öffentlichen Diskurs zu diesen oftmals kontroversen Themen führen zu können, ist es hilfreich, sich auf Vermögensdefinitionen und Ungleichheitskonzepte zu einigen, die Dimensionen und Folgen der Vermögensungleichheit zu erfassen und mögliche Szenarien der Vermögensbesteuerung zu analysieren. Vor diesem Hintergrund versucht dieser Bericht einen Beitrag zu einer solchen informierteren öffentlichen und politischen Debatte zu leisten. Dazu wird dieser Bericht wie folgt vorgehen:

In Kapitel 2 wird zuerst die dritte Welle der *Household Finance and Consumption Survey*, die als grundlegende Datenquelle dieses Berichts dient, mitsamt ihren spezifischen Eigenschaften

vorgelegt. Dabei werden auch eine Reihe von Besonderheiten von Befragungsdaten zu privaten Vermögen herausgearbeitet und die methodischen Herausforderungen, die eine solche Erhebung mit sich bringt, diskutiert (siehe Abschnitt 2.2). Um jüngere Entwicklungen im Bereich der Vermögensforschung zu reflektieren und aufzugreifen, werden in diesem Kontext auch bisher veröffentlichte Arbeiten zur Höhe und Verteilung privater Vermögen in Österreich und die dabei verwendeten Methoden rekapituliert (Abschnitt 2.4) und auf ihre Konsequenzen für die Bestimmung der Höhe und Verteilung privater Vermögen in Österreich untersucht.

In Kapitel 3 werden wesentliche deskriptive Merkmale der HFCS-Daten, auch im Vergleich mit den bisherigen Wellen, vorgestellt. Ein besonderer Fokus liegt dabei auf dem reichsten Viertel der österreichischen Haushalte und dessen Entwicklung im Vergleich zu den ersten beiden HFCS-Wellen.

Im Kapitel 4 werden wir versuchen, die Höhe und Verteilung privater Vermögen in Österreich auf drei Arten zu erfassen: Zuerst werden wir bisher angewandte Verfahren replizieren, um mit den entsprechenden Berichten zu den ersten beiden Wellen (Eckerstorfer et al. 2013, Ferschli et al. 2018) vergleichbare Ergebnisse zu errechnen. In Folge wird ein heuristischer „Brückenansatz“ vorgestellt, der versucht die Ergebnisse vergangener Studien vor dem Hintergrund jüngster Erkenntnisse (Blanchet et al. 2017, 2018) kritisch zu hinterfragen. Zuletzt wird mit Rückgriff auf die neuere Literatur ein neues Schätzverfahren eingeführt, das auf einer so genannten „generalisierten Pareto-Verteilung“ (*generalized Pareto distribution*) beruht.

Im Kapitel 5 werden die genannten Methoden auf die Daten der dritten HFCS-Welle angewandt und die Implikationen der Ergebnisse für die Bestimmung der Höhe und Verteilung privater Vermögen diskutiert.

Auf Basis dieser Einsichten und Ergebnisse wird im Kapitel 7 die Frage einer allgemeinen Vermögenssteuer behandelt und mögliche Aufkommen einer solchen Steuer für unterschiedliche Steuermodelle geschätzt.

2 Methodisches Vorgehen

2.1 Datenquelle und Erhebung

Der vorliegende Bericht basiert auf der dritten Welle des *Household Finance and Consumption Survey* (HFCS) der Europäischen Zentralbank. Der HFCS ist für Europa die erste umfassende Erhebung, die nicht nur über Vermögen, sondern auch Einkommen und Konsumgewohnheiten Auskunft erteilt. Damit bilden die im Rahmen des HFCS erhobenen Daten eine geeignete Grundlage, um öffentliche Debatten und politische Entscheidungen sachlich besser fundieren zu können.

Wie schon die erste und zweite Welle wurde die dritte Welle von der Oesterreichischen Nationalbank (OeNB) in Zusammenarbeit mit dem Institut für Empirische Sozialforschung (IFES) von November 2016 bis Juli 2017 erhoben. Dabei wurde eine Stichprobe mit 3.072 Beobachtungen zufällig ausgewählt, die 3,9 Millionen Haushalte in Österreich repräsentiert (Albacete et al. 2019). Diese Stichprobe ist die bisher größte des HFCS in Österreich. Die finanzielle Situation jeder Beobachtung wurde im Rahmen eines Interviews von einer selbsternannten Kompetenz-

träger*in beschrieben. Das bedeutet, dass diese Person sich selbst zutraut, einen guten Überblick über die Haushaltsfinanzen geben zu können.

Die 3.072 Beobachtungen werden von der OeNB nach verschiedenen Eigenschaften der Haushalte gewichtet, um die zu Grunde liegende Population von 3,9 Millionen Haushalten adäquat abbilden zu können. Wichtig zu erwähnen ist die Struktur des Datensatzes der dritten HFCS-Welle. Diese zeichnet sich durch sogenannte multiple Imputation aus: Dies bedeutet, dass fehlende Datenpunkte aus dem Zusammenhang vorhandener Datenpunkte geschätzt werden. Um die beim Schätzen der fehlenden Datenpunkte auftretende statistische Unsicherheit adäquat abzubilden, wird diese Schätzung mehrmals wiederholt, wodurch mehrere vollständige Datensätze (sogenannte Implicates) generiert werden. Verwendet man einen derart erstellten Datensatz, um Merkmale der Population zu berechnen, müssen alle Implicates berücksichtigt werden (Rubin 1987, Little & Rubin 2020). Der publizierte Datensatz zur dritten Welle des HFCS umfasst wie auch in den vergangenen Wellen fünf derartige Implicates. Strukturelle Probleme von Vermögensschätzungen, die auf zufallsstichprobenbasierten, freiwilligen Umfragen beruhen, werden durch das Imputationsverfahren nicht korrigiert. Dazu zählen beispielsweise nicht-zufällige Antwortverweigerung oder eine Stichprobe, die zu klein ist um sehr ungleich verteilte Bevölkerungscharakteristika wie Vermögen adäquat abzubilden. Diese Probleme werden im nächsten Abschnitt behandelt.

Tabelle 1: Eckdaten zu den drei bisherigen Wellen der HFCS-Erhebung in Österreich

HFCS-Erhebung	Netto- stichprobe	repräsentierte Haushalte	Antwort- rate	Veweigerungs- rate	Erhebungs- zeitraum
Welle I	2.380	3.773.956	55,7%	39,6%	09/10-05/11
Welle II	2.997	3.862.526	49,8%	44,1%	06/14-02/15
Welle III	3.072	3.933.967	49,8%	44,5%	11/16-07/17

Quelle: Albacete et al. (2019).

Wie in Tabelle 1 zu sehen ist, hat sich die Netto-Stichprobe stetig vergrößert, sodass für die dritte Welle fast dreißig Prozent mehr Beobachtungen vorliegen als für die erste Welle. Die Anzahl der repräsentierten Haushalte ist im Vergleich dazu nur leicht gestiegen. Sowohl der Anteil der kontaktierten Haushalte, die sich an der Erhebung beteiligten (Antwortrate), als auch der Anteil der angefragten Haushalte, die dies nicht taten (Verweigerungsrate), blieb in etwa auf dem Niveau der zweiten Welle. Das bedeutet aber auch, dass diese Raten schlechter ausfallen als bei der ersten Welle – ein Umstand, der insbesondere für die Bestimmung des Vermögensanteils der reichsten Haushalte und damit auch für die Berechnung von Verteilungsmaßen relevant ist.

2.2 Statistische Verzerrungen im Kontext von Vermögensbefragungen

Wiewohl der HFCS einen Meilenstein für die empirische Verteilungsforschung in Europa darstellt, weisen umfragebasierte Vermögenserhebungen nicht unerhebliche Schwachpunkte auf. Dabei gibt es drei Kategorien von methodischen Herausforderungen, die Forscher*innen und Statistiker*innen bei umfragebasierten Vermögenserhebungen begegnen: *nonresponse*, *nonobservation* und *underreporting*. Mit *nonobservation* ist gemeint, dass die reichsten Haushalte wegen

ihrer geringen Anzahl durch Zufallsauswahl unter Umständen nicht ausreichend erfasst werden (Eckerstorfer et al. 2016). Da sie aber einen großen Anteil des Gesamtvermögens besitzen und ihre Zusammenfassung und ihr Vermögen nur ungenau in die Stichprobe einfließt, wird die Vermögensungleichheit dadurch potentiell unterschätzt¹.

Unter *nonresponse* oder Antwortverweigerung werden jene Haushalte zusammengefasst, die nicht an der Befragung teilnehmen wollen. Das wäre grundsätzlich kein Problem, wäre die Wahrscheinlichkeit der Antwortverweigerung über die Bevölkerung gleichmäßig verteilt. Aus der einschlägigen Literatur (Kennickell & McManus 1993, Kennickell 2017a,b, Vermeulen 2016, Schröder et al. 2020) ist jedoch bekannt, dass vermögendere Haushalte eher dazu neigen, die Teilnahme an einer Vermögenserhebung zu verweigern. Das führt dazu, dass sie – selbst wenn sie mit genauso großer Wahrscheinlichkeit kontaktiert werden wie ärmere Haushalte – in der Stichprobe unterrepräsentiert sind und daher wichtige Informationen fehlen bzw. die Vermögensungleichheit unterschätzt wird. Eine von vielen Ländern angewandte Methode, um diesem Problem entgegenzuwirken, ist das Oversampling besonders vermögender Haushalte. Dies bedeutet, dass die Stichprobengröße (also das Verhältnis der Anzahl der Beobachtungen relativ zur Anzahl der Bevölkerung) beispielsweise für die reichsten 5% der Haushalte größer ist als im Gesamtdurchschnitt². Oversampling ist deswegen notwendig, um einerseits den erhöhten Antwortausfall auszugleichen und andererseits aufgrund der Konzentration des Vermögens genauere Informationen über die Gesamthöhe und die Verteilung erfassen zu können. Der fehlende Zugang zu Steuerdaten führt in Österreich dazu, dass die OeNB nicht in der Lage ist, vermögende Haushalte überproportional miteinzubeziehen (Albacete et al. 2019, 76).

Als Alternative zur direkten Identifikation besonders vermögender Haushalte werden in Österreich Haushalte in gewissen Regionen überproportional repräsentiert: Es wird ein sogenanntes geographisches Oversampling betrieben, da die Wahrscheinlichkeit der Antwortverweigerung in städtischen Regionen höher ist.

Tabelle 2 bietet einen Überblick über die effektiven Oversampling-Raten im HFCS in verschiedenen Ländern und über die drei Wellen hinweg. Die effektive Oversampling-Rate der obersten 10% ist definiert als jener Faktor, um den das reichste Dezil in der Stichprobe überrepräsentiert ist. Eine Rate von 0% bedeutet, dass die reichsten zehn Prozent der Bevölkerung durch zehn Prozent der Beobachtungen repräsentiert werden. Am Beispiel Österreichs in der ersten Welle mit einer Gesamtzahl von 2.380 Beobachtungen würde eine Rate von 0% bedeuten, dass die reichsten 238 Beobachtungen auch die reichsten zehn Prozent der Grundgesamtheit abbilden. Eine Rate von fünfzig Prozent würde bedeuten, dass $238 * 1,5 = 357$ Beobachtungen die

¹Genau genommen kommt es zu einem *median-bias*, d.h. das Median-Ergebnis aus mehreren Ziehungen unterschätzt den wahren Wert.

²Die top 5% *oversampling rate* (o_5) ist beispielsweise wie folgt definiert: N bezeichnet die Grundgesamtheit, also die Anzahl der repräsentierten Haushalte (Bevölkerung), n stellt die Anzahl der Beobachtungen in der Stichprobe dar, und n_5 ist die Anzahl der Beobachtungen in der Stichprobe, welche die reichsten 5% der Bevölkerung repräsentieren. Dann ist $s = n/N$ die Gesamtstichprobengröße und $s_5 = n_5/(0.05N)$ die Stichprobengröße für die obersten 5% (*tail sample size*). Daraus ergibt sich die *oversampling rate*: $o_5 = s_5/s - 1$. Eine hohe *oversampling rate* bedeutet folglich, dass die Stichprobengröße für die obersten 5% höher ist als die Gesamtstichprobengröße. Die *oversampling rate* quantifiziert, in welchem Ausmaß dies der Fall ist. Im Text und in Tabelle 2 sind Oversampling-Raten in Prozent angegeben, das entspricht $o_5 * 100$.

reichsten zehn Prozent der Bevölkerung repräsentieren³.

Tabelle 2: Effektive Oversampling-Raten im HFCS (dritte Welle)

	Top 10%	Top 5%	Top 1%
AT	-15	-15	-11
BE	46	56	20
CY	58	66	61
DE	140	174	146
EE	35	42	37
FI	83	96	80
FR	158	278	927
GR	-8	-14	-23
HR	16	20	34
HU	68	89	107
IE	73	71	130
IT	5	3	-0
LT	33	10	18
LU	45	58	78
LV	69	76	84
MT	-6	-12	-30
NL	26	30	22
PL	-5	0	-11
PT	81	90	120
SI	-2	-3	-2
SK	-17	-19	-12

Quelle: Eigene Berechnung.

Das dritte Problem des *underreporting* tritt auf, wenn die Umfrageteilnehmer*innen, also die oben genannten Kompetenzträger*innen der Haushalte, das Vermögen ihres Haushalts bewusst oder unbewusst unterschätzen und daher als zu niedrig angeben. Verzerrungen durch *underreporting* könnten leicht korrigiert werden, wenn alle Teilnehmer*innen ihr Vermögen im gleichen Ausmaß unterschätzen würden. Wie Vermeulen (2016) betont, tritt *underreporting* aber verstärkt bei (veranlagten) Finanzvermögen auf, welches wiederum bei reichen Haushalten durchschnittlich einen größeren Anteil des Gesamtvermögens ausmacht. Das liegt daran, dass die Vermögen ärmerer Haushalte häufig zu einem großen Teil aus der Wohnsitzimmobilie bzw. anderem Sachvermögen (z.B. Autos) bestehen. *Underreporting* betrifft also reichere Haushalte vermutlich stärker und verschlechtert somit die Qualität der Information, die der HFCS über (besonders) vermögende Haushalte liefert.

Die im Folgenden angestellten Überlegungen beschäftigen sich mit Verzerrungen, die auf-

³Siehe Fußnote 2 für die Berechnungsformel.

grund von *nonobservation* und *nonresponse* entstehen, jedoch nicht mit solchen, die auf *under-reporting* beruhen.

2.3 Zusätzliche Datenquellen für die Schätzung von Privatvermögen

Neben offiziellen Erhebungsdaten wie dem HFCS für Europa oder auch dem *Survey of Consumer Finances* (SCF) für die USA gibt es auch andere Möglichkeiten, die Vermögen von Privatpersonen zu schätzen. Eine dieser Möglichkeiten beruht darauf, Steuerdaten für eine solche Analyse heranzuziehen (Blanchet et al. 2017, Piketty 2013). Hebt ein Staat Steuern auf Vermögen ein, so kennt er für gewöhnlich die Bemessungsgrundlage dieser Steuer. Diese Vorgangsweise hat allerdings den Nachteil, dass – wie auch in Österreich – in den wenigsten Ländern allgemeine Vermögenssteuern erhoben werden, da zumeist nur bestimmte Formen von Vermögen besteuert werden, beispielsweise Grundstücke oder Immobilien. Informationen über Privatvermögen, die auf Daten aus Vermögenssteuern beruhen, können also ein unvollständiges Bild der Vermögensverteilung liefern, sofern Vermögen in Formen gehalten wird, die von der Besteuerung ausgenommen sind. Zudem besteht das Problem der potentiellen Steuerhinterziehung bzw. -optimierung, das wiederum primär besonders reiche Haushalte und multinationale Konzerne bzw. in der Folge deren Eigentümer*innen betrifft (Johannesen et al. 2020, Tørsløv et al. 2020). Die wahre Verteilung wird somit selbst bei Verwendung von Steuerdaten verzerrt wiedergegeben. Zusätzlich werden gewisse Formen von Vermögen durch explizit niedrige Bewertungsansätze steuerlich begünstigt, beispielsweise Immobilien- oder Betriebsvermögen (Bach et al. 2018).

Eine weitere Möglichkeit, auf Vermögen zu schließen, sind Erbschaftssteuerdaten. Mit dem Auslaufen der Erbschaftssteuer in Österreich sind diese seit dem Jahr 2008 nicht mehr verfügbar. Selbst wenn Erbschaftssteuerdaten vorliegen, stellt sich, wie auch bei allgemeinen Vermögenssteuern, die Frage, ob alle Vermögensformen erfasst werden und ob die Frage der Steuerhinterziehung bzw. -umgehung relevant ist. Außerdem gibt es bei Erbschaftssteuern den Anreiz, Vermögen unterhalb der Freibetragsgrenze bereits vor dem Ableben zu übertragen, sodass dieses nicht im offiziellen Erbe aufscheint. Wenn von der Erbmasse auf das Vermögen von lebenden Personen geschlossen werden soll, ist zudem die unterschiedliche Lebenserwartung von Menschen mit unterschiedlichem Vermögen zu beachten. Ärmere soziale Gruppen haben oft eine geringere Lebenserwartung, was bei der Berechnung berücksichtigt und dementsprechend korrigiert werden muss (Dragulescu & Yakovenko (2001)).

Des Weiteren kann von Einkommenssteuerdaten auf Basis der angegebenen Kapitaleinkommen auf Vermögenswerte geschlossen werden. Die zentrale Komplikation dabei ist, dass die hierfür nötigen Kapitalertragsraten schlichtweg geschätzt werden müssen, was angesichts der vielfältigen Vermögensformen, unterschiedlichen Branchenbedingungen und konjunkturellen Zyklen schwierig erscheint.

Obwohl umfassende und transparente internationale Steuerdaten für den reinen Zweck der Haushaltsvermögensschätzung hilfreich wären, bieten Vermögenserhebungen wie der HFCS oftmals die verhältnismäßig beste Basis für die empirische Verteilungsforschung. Zu beachten ist, dass Steuerdaten in der Regel nicht mit Erhebungsdaten wie dem HFCS kompatibel sind, da Er-

stere Vermögen auf Ebene der Individuen und Letztere auf Ebene der Haushalte erfassen. Trotz der oben in Abschnitt 2.2 beschriebenen Nachteile der Erhebungsdaten werden sie von vielen Forscher*innen wie Vermeulen (2016) verwendet, da auch die einzelnen Vermögenskomponenten erhoben werden. Darüber hinaus geben systematische Erhebungen Auskunft über eine Vielzahl weiterer Charakteristika der untersuchten Haushalte, die eine weiterführende, detaillierte Analyse ermöglichen.

Um Informationen über den äußersten Rand der Vermögensverteilung zu erhalten, greifen manche Forscher*innen auf Reichstenlisten zurück. Reichstenlisten oder „rich lists“ werden von Journalist*innen diverser Magazine für viele verschiedene Länder weltweit zusammengestellt und beruhen auf den Recherchen von Redakteur*innen. Diese beinhalten zumeist grobe Schätzungen des Privatvermögens und öffentlich bekannter Unternehmensbeteiligungen sowie Berechnungen basierend auf dem Wert von Anteilen an börsennotierten Unternehmen zu einem Stichtag. Das wohl berühmteste Beispiel ist die *Forbes 400*-Liste, die Informationen zu den 400 reichsten US-Amerikaner*innen enthält, und die *Forbes World's Billionaires*-Liste mit angeblich allen Milliardär*innen weltweit. Für Deutschland und Österreich veröffentlichen das *manager magazin* und der *trend* ähnliche Listen. Reichstenlisten können darüber hinaus dazu verwendet werden, Umfragedaten zu ergänzen, um so das Problem der *nonobservation*, also das Fehlen der reichsten Haushalte in der Stichprobe, zu adressieren. Reichstenlisten beinhalten jedoch ihre eigenen Schwierigkeiten. So ist deren Erhebung oft nicht frei von Problemen, da sie zum einen auf den Schätzungen von Journalist*innen basieren und zum anderen Vermögenswerte oft nicht sauber zwischen Haushalten aufgliedern, sondern diese vielmehr ganzen (Groß-)Familien zuordnen. Diese Publikationen dienen in erster Linie nicht der öffentlichen Information über die Vermögen der Reichsten, sondern der Unterhaltung der Leser*innen der Magazine.

2.4 Die statistische Analyse der österreichischen Vermögensverteilung im Lichte aktueller Debatten: Neue Erkenntnisse zu Pareto-Verteilungen

Im Großteil der bisherigen Forschung sowie in den bisherigen Berichten dieser Reihe wurde vor allem mit einer ganz bestimmten statistischen Verteilung, der Pareto-Typ-I-Verteilung, gearbeitet, die sich durch zwei Parameter beschreiben lässt: den Skalenparameter σ (*scale parameter*) und den Formparameter α (*shape parameter*). Die komplementäre kumulative Verteilungsfunktion (*complementary cumulative distribution function*, CCDF)⁴ ist wie folgt definiert:

$$P_1(\sigma, \alpha) : Pr(X > x) = \left[\frac{x}{\sigma} \right]^{-\alpha} \quad (1)$$

Diese Verteilung ist die am häufigsten verwendete statistische Verteilung in der Forschung zu privaten Vermögen. Die Typ-I-Verteilung unterstellt für den oberen Rand der Vermögensverteilung eine konstante Konzentration. Dies bedeutet etwa, dass der Anteil der obersten 10% der Haushalte an allen Haushalten im oberen Rand genauso hoch ist wie der Anteil der obersten 10% innerhalb der Top 10% (also des obersten Prozents) usw. Die Struktur der Ungleichheit ist somit konstant über die gesamte Verteilung hinweg. Diese Eigenschaft ergibt sich aus der Skaleninvarianz (*scale invariance*) des zugrundeliegenden Datengenerierungsprozesses.

⁴Die CCDF wird in der Literatur auch als *survival function* bezeichnet.

Empirisch gesehen ist die Skaleninvarianz eine eher restriktive Annahme, die in der Praxis nicht immer erfüllt wird. Das kann einerseits an der Datenqualität liegen (siehe Abschnitt 2.2), aber auch andere Ursachen haben. In der wissenschaftlichen Debatte der letzten Jahre stand vor allem die Suche nach dem „wahren“ Skalenparameter – dem Mindestwert σ der Verteilung, der jenen Abschnitt am oberen Rand der Daten definiert, der einer Pareto-Verteilung folgt – im Mittelpunkt. Demnach würde ein sich über die Stichprobe verändernder Formparameter darauf hinweisen, dass durch einen zu niedrigen Mindestwert entweder Beobachtungen in die Schätzung einfließen, die nicht Pareto-verteilt sind, oder dass wertvolle Beobachtungen durch einen zu hohen Mindestwert verlorengehen und damit die Güte der Schätzung trüben. [Clauset et al. \(2009\)](#) schlagen daher ein Verfahren zur Ermittlung des „wahren“ Mindestwerts σ vor, indem durch eine Art *trial and error*-Verfahren versucht wird, jenen Mindestwert zu wählen, der die Abweichung zwischen Schätzung und Daten minimal klein hält (*goodness of fit tests*).

Neuere Beiträge gehen allerdings von einer alternativen Verteilungsannahme aus, um dieses Problem zu umgehen. Es wird angenommen, dass die Pareto-Verteilung ersten Typs möglicherweise nicht der „wahren“ Verteilung entspricht ([Blanchet et al. 2017, 2018](#)). Eine Alternative zur Pareto-Verteilung ersten Typs ist daher die *Generalised Pareto Distribution* (GP), deren CCDF wie folgt definiert ist:

$$GP(\mu, \sigma_G, \xi) : Pr(X > x) = \left[1 + \frac{\xi(x - \mu)}{\sigma_G} \right]^{-1/\xi} \quad (2)$$

Wie schon bei der Typ-I-Verteilung dient σ_G als *scale parameter*, ξ ist der Formparameter ähnlich zum α -Parameter der Verteilung ersten Typs und μ ist ein sogenannter Lage- oder *location parameter*, der im Fall einer Typ-I-Verteilung mit dem Skalenparameter ident ist. Der Vorteil dieses zusätzlichen Parameters liegt in einer größeren Flexibilität, die dazu führt, dass bei einer generalisierten Pareto-Verteilung die Annahme der Skaleninvarianz aufgegeben werden kann. Die GP weist zwei Sonderfälle auf. Der erste Sonderfall ergibt sich wenn sowohl der Formparameter (ξ) als auch der Skalenparameter (σ) gleich Null sind. In diesem Fall kollabiert die GP zu einer Exponentialverteilung. Der zweite Sonderfall ergibt sich für strikt positive Formparameter⁵. In diesem Fall reduziert sich die GP zur Pareto-Verteilung zweiten Typs, deren CCDF wie folgt definiert ist:

$$P_2(\mu, \sigma, \alpha) : Pr(X > x) = \left[1 + \frac{x - \mu}{\sigma} \right]^{-\alpha} \quad (3)$$

Ein Vorteil der Pareto-Verteilung zweiten Typs ist die direkte Vergleichbarkeit mit der Verteilung ersten Typs. Der Formparameter ist der Kehrwert desselben Parameters der GP-Verteilung ($\alpha = 1/\xi$) und das Verhältnis der Skalenparameter ist wie folgt: $\sigma = \alpha\sigma_G$. Das Verhältnis der drei diskutierten Verteilungen ist in Tabelle 3 zusammengefasst.

Schließlich verwerfen [Blanchet et al. \(2017, 2018\)](#) die Idee einer parametrischen Verteilung und schlagen vor, die Einkommens- und Vermögensverteilung mit Hilfe von invertierten Pareto-Koeffizienten zu beschreiben. Letztere sind definiert als das Verhältnis des durchschnittlichen Vermögens über einer gewissen Perzentilgrenze zum Vermögen an der Perzentilgrenze:

$$b(p) = E[X|X > Q(p)]/Q(p) \quad (4)$$

⁵Negative Formparameter führen zu einem oberen Limit der möglichen Vermögen.

Tabelle 3: Verhältnis der Pareto-Verteilungen bzw. deren Parameter zueinander

	GP	type II	type I
Parameter			
Lage-	μ	μ	
Skalen-	σ_G	$\sigma = \alpha\sigma_G$	$\sigma = \alpha\sigma_G$
Ungleichheits-	ξ	$\alpha = 1/\xi$	$\alpha = 1/\xi$
Restriktionen auf GP		$\xi > 0$	$\xi > 0$ $\mu = \sigma$

wobei $b(p)$ den invertierten Pareto-Koeffizienten darstellt und $0 < p < 1$ den Perzentil-Rang ($p = 0.5$ entspricht zum Beispiel dem Median und $b(0.5)$ dem invertierten Pareto-Koeffizienten für den Median). Diese Vorteile müssen jedoch mit einer wichtigen Einschränkung erkaufte werden: Die Methode setzt voraus, dass die zugrundeliegenden Daten vollständig und frei von systematischen Messfehlern, wie den in Abschnitt 2.2 beschriebenen Problemen (*differential nonresponse* oder *underreporting*), sind.

Blanchet et al. (2017, 2018) wenden ihre Methode auf Steuerdaten an und gehen davon aus, dass diese frei von den erwähnten systematischen Problemen sind, d. h. sie behandeln Steuerdaten als *exhaustive data*. Diese Voraussetzungen sind für eine Methode, die auf Interpolation beruht, essentiell, damit die Ergebnisse daraus sinnvoll interpretiert werden können. Der von Blanchet et al. (2017) vorgeschlagene Weg eignet sich also nur bedingt für die Anwendung auf höchstwahrscheinlich verzerrte Umfragedaten, wie sie durch den HFCS bereitgestellt werden (siehe Abschnitt 2.2). Sie eignet sich aber auch für Steuerdaten nur bedingt. Da besonders große Vermögen oft in Steueroasen versteckt werden, können Steuerdaten weder als vollständig noch als frei von systematischen Messfehlern angesehen werden (vgl. Zucman 2014). Johannesen et al. (2020) legen das Ausmaß dieser Verzerrung dar, indem sie zeigen, dass seit 2008 auf Initiative der US-amerikanischen Behörden etwa 50.000 Personen die beeindruckende Summe von 100 Milliarden US-Dollar an zusätzlichem Vermögen deklarierten. Wie auch im Abschnitt 2.3 dargelegt, gibt es weitere Schwierigkeiten mit Steuerdaten (Bach et al. 2018).

Die von Blanchet et al. (2017) vorgeschlagene Methode kann also für den vorliegenden Bericht nicht angewandt werden. Obwohl die veranlassende Diskussion um Skaleninvarianz richtig und wichtig ist, gehen auch Blanchet et al. (2017) so vor, dass die Extrapolation über den letzten Datenpunkt hinaus auf einer Pareto-Verteilung beruht.

Dies ist kein Zufall und sollte nicht weiter verwundern. So formuliert Dagum (2006) beispielsweise das Vorhandensein eines asymptotischen⁶ Pareto-Tails als eine notwendige Bedingung für „gute“ statistische Modelle zur Untersuchung von Vermögensverteilungen. Zudem laufen die meisten theoretischen Vermögensverteilungsmodelle auf eine Pareto-Verteilung ersten Typs für die Spitze der Vermögensverteilung hinaus. Eines der wohl bekanntesten geht auf Wold & Whittle (1957) zurück und führt durch Erben über die Zeit trotz annähernd gleicher, zufälliger Anfangsverteilung zu einer Pareto-Verteilung: je geringer die Anzahl der Erb*innen, desto ausgeprägter

⁶ *Asymptotisch* bezieht sich in diesem Report nicht auf die gegen unendlich tendierende Stichprobengröße, sondern auf gegen unendlich tendierende Vermögenswerte.

die Vermögensungleichheit. Andere Modelle gehen davon aus, dass unterschiedliche Vermögen von Privatpersonen hauptsächlich Glücksache sind. So finden beispielsweise [Levy & Levy \(2003\)](#), dass gleichverteiltes Investitionstalent über einen sehr langen, ja fast unendlichen Zeitraum hinweg bei anfänglicher Gleichverteilung zu einer Pareto-Verteilung privater Vermögen führt. Bei so genannten *exchange trading models*, die auf der Modellierung von Interaktionen zwischen Agent*innen basieren, determinieren vor allem unterschiedliche Sparneigungen die finale Verteilung (vgl. z.B. [Aydiner et al. 2018](#), [Chatterjee & Chakrabarti 2007](#), [Bouchaud & Mezard 2000](#)). [Das & Yarlagadda \(2005\)](#) zeigen beispielsweise, wie unterschiedliche Interaktionsmuster zu einer Pareto-Verteilung an der Spitze führen.

Es gibt also gute Gründe, um die Vermögensspitze mit Hilfe einer Pareto-Verteilung zu modellieren. Die weiterführende Frage, die sich hieraus ergibt, bezieht sich auf die Wahl des zu verwendenden Pareto-Modells: Typ I oder Typ II oder GP. Da für den vorliegenden Anwendungsfall die Restriktion $\xi > 0$ gilt, fallen die letzten beiden Typen (Typ II und GP) zusammen, sodass sich die weitere Diskussion auf den Vergleich zwischen Typ I und Typ II fokussiert. Während die Skaleninvarianz der Typ-I-Verteilung als restriktive Annahme angesehen werden kann und somit Typ-II-Verteilungen als flexibler gelten, teilen beide Verteilungen eine fundamentale Eigenschaft: Die Struktur der Ungleichheit an der Verteilungsspitze ist ident⁷. Die interessierte Leser*in sei auf die in der Literatur verwendete Definition der Pareto-Verteilungsfamilie mit Hilfe von *slowly varying functions* verwiesen ([Beirlant et al. 2004](#), [Arnold 2015](#), [Blanchet et al. 2017](#)). Für diesen Report werden wir die Äquivalenz der Ungleichheit zwischen Typ-I- und Typ-II-Verteilungen anhand eines Beispiels erörtern.

Angenommen, wir untersuchen die Ungleichheit in zwei Populationen. Die erste Population wird durch folgende Typ-I-Verteilung beschrieben: $P_1(\sigma = 10^6, \alpha = 1.5)$ und die zweite Population durch eine Typ-II-Verteilung: $P_2(\mu = 10^6, \sigma = 3 \cdot 10^6, \alpha = 1.5)$. Somit verfügen beide Populationen über ein Mindestvermögen von einer Million und einen Formparameter von 1,5. Wir können nun den Anteil an Haushalten mit einem Vermögen von mehr als 100 Millionen sowie mit einem Vermögen von mehr als 300 Millionen mit Hilfe der CCDF berechnen. Die Frage, die uns interessiert, ist folgende: Wie stark nimmt die Vermögenskonzentration zwischen 100 und 300 Millionen in beiden Populationen zu? Die Ergebnisse sind in Tabelle 4 zusammengefasst.

Tabelle 4: Vergleich der Ungleichheitsstruktur an der Spitze

Verteilung	CCDF(x)
$P_1(\sigma = 10^6, \alpha = 1.5)$	$Pr(X > 10^8) = 0.100\%$
	$Pr(X > 3 \cdot 10^8) = 0.019\%$
$P_2(\mu = 10^6, \sigma = 3 \cdot 10^6, \alpha = 1.5)$	$Pr(X > 10^8) = 0.504\%$
	$Pr(X > 3 \cdot 10^8) = 0.099\%$

Es zeigt sich, dass sowohl für Typ I als auch Typ II der Anteil an Haushalten mit einem Vermögen von mehr als 100 Millionen in beiden Fällen rund fünfmal höher ist (0.1% und 0.5%) als der Anteil an Haushalten mit einem Vermögen von mehr als 300 Millionen (0.019% und 0.099%).

⁷Dies wird auch als *asymptotic scale invariance* bezeichnet (siehe [Blanchet et al. 2017](#), p. 6).

Das Beispiel aus Tabelle 4 zeigt, dass unabhängig davon, welches Pareto-Modell verwendet wird, die proportionale Struktur der Vermögensungleichheit an der Spitze dieselbe bleibt⁸. Eine graphische Interpretation dieses Resultats ergibt sich aus der Tatsache, dass die log-log-Graphen der CCDFs für die oben verwendeten Typ-I- und Typ-II-Verteilungen asymptotisch parallel verlaufen⁹. Die in der Praxis zu klärenden Fragen drehen sich folglich viel eher um Aspekte der Datenqualität als um die grundsätzliche Entscheidung, ob ein Pareto-Modell verwendet werden kann.

3 Deskriptive Merkmale der untersuchten Daten

Um einen ersten Überblick über die Daten der dritten HFCS-Welle zu gewinnen, werden im Folgenden einige allgemeine deskriptive Merkmale des untersuchten Datensatzes präsentiert (Abschnitt 3.1)¹⁰. In einem zweiten Schritt werden die im HFCS erfassten Beobachtungen am oberen Rand der Verteilung im Detail analysiert (Abschnitt 3.2). Um diese in einen angemessenen Kontext zu setzen, werden sie zum Teil mit denselben Merkmalen aus den beiden vergangenen HFCS-Wellen verglichen.

Tabelle 5: Wichtigste deskriptive Merkmale aller drei HFCS-Wellen in Euro

	Welle III	Welle II	Welle I
Gesamtvermögen	985 Mrd.	998 Mrd.	1.000 Mrd.
Durchschnittliches Vermögen (Mittel)	250.000	258.000	265.000
Medianvermögen	83.000	90.000	80.000

Quelle: HFCS.

3.1 Allgemeine deskriptive Statistiken

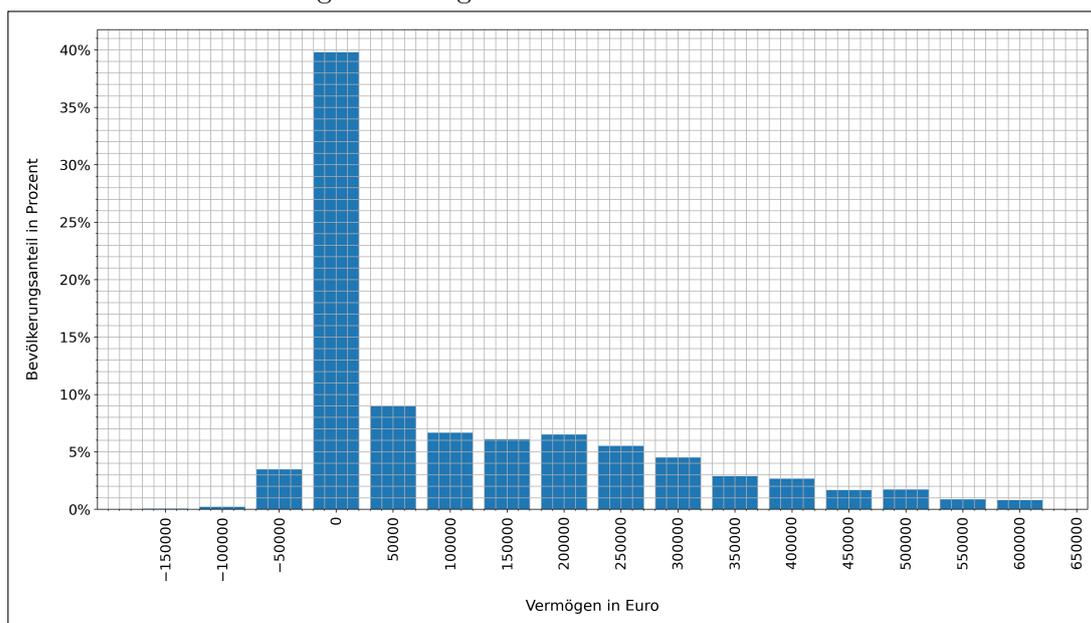
Laut den Originaldaten der dritten HFCS-Welle liegt das geschätzte Gesamtvermögen der Österreicher*innen bei etwa 985 Milliarden Euro. Damit sinkt das geschätzte Gesamtvermögen im Vergleich zur zweiten HFCS-Welle 2014 leicht ab (siehe Tabelle 5). Das Durchschnittsvermögen sinkt um etwa 3 Prozent auf 250.000 Euro, das ist der niedrigste Wert in allen drei bisherigen Wellen des HFCS in Österreich. Daraus lässt sich, wie noch gezeigt werden wird, allerdings nicht notwendigerweise schließen, dass das reale Durchschnittsvermögen der ÖsterreicherInnen tatsächlich gesunken ist. Das Medianvermögen ist jene Summe, die die Bevölkerung in zwei Teile teilt: eine Hälfte besitzt weniger als das Medianvermögen und die andere mehr. Dieses liegt nun bei etwa 83.000 Euro und damit nahe an den Werten der ersten (ca. 90.000 Euro sowie der zweiten Welle (ca. 80.000 Euro).

⁸Dies bedeutet nicht, dass die absolute Konzentration dieselbe bleibt.

⁹Siehe Abbildung 6 im Anhang.

¹⁰Siehe dazu auch [Fessler et al. \(2019\)](#).

Abbildung 1: Vermögensklassen in 50.000-Euro-Schritten



Die Beschriftungen auf der x-Achse beziehen sich jeweils auf die untere Grenze der Vermögensklasse. Eigene Darstellung mit den Originaldaten des HFCS 2017.

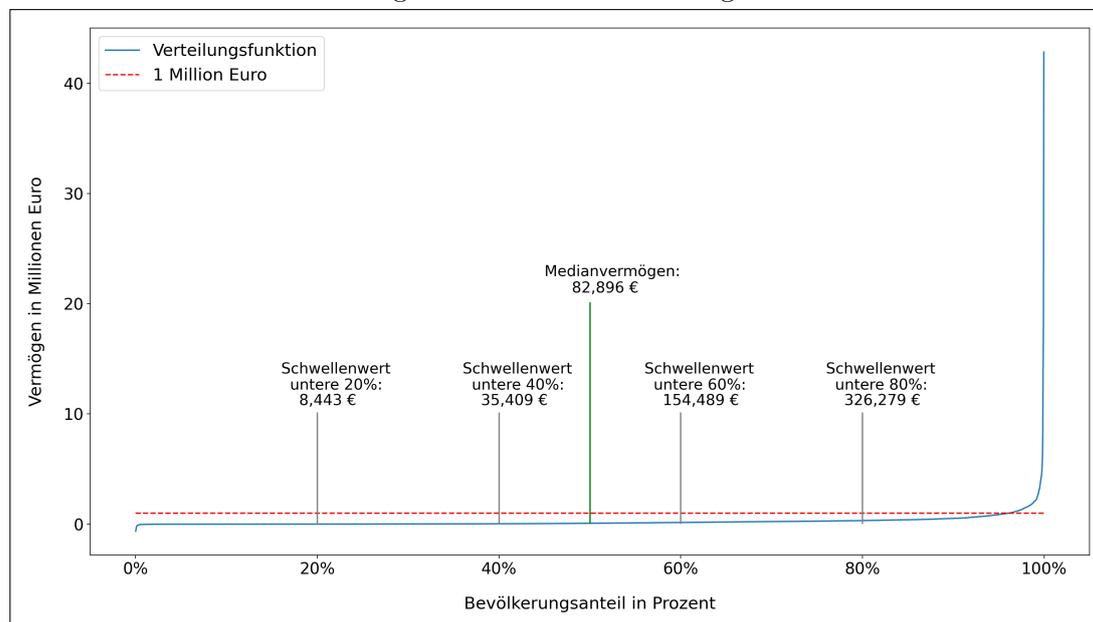
Diese drei Werte erlauben freilich keine genaue Aussage über die Verteilung des Gesamtvermögens von 985 Milliarden Euro. Jedoch deutet bereits ein Vergleich von Median und Mittelwert auf eine asymmetrische bzw. rechtsschiefe Verteilung der beobachteten Vermögenswerte hin: für symmetrische Verteilungen – wie z. B. die Normalverteilung – fallen Mittelwert und Median zusammen; beträgt der Mittelwert ein Vielfaches des Median, wie es für Vermögensverteilungen üblich ist, deutet dies auf eine gewisse Konzentration des Vermögens an der Spitze der Verteilung hin.

Für die genauere Darstellung der Verteilung gibt es verschiedene Möglichkeiten. Um einen ersten Überblick zu bieten, beginnen wir mit einem Histogramm, das die einzelnen Haushalte in Vermögensklassen einteilt (Abbildung 1). Hier werden die *Netto*-Vermögensklassen in 50.000-Euro-Schritten dargestellt, daher gibt es auch Haushalte mit negativem Vermögen, d. h. dass die offenen Schulden eines Haushalts höher sind als die Summe der Vermögenswerte. Dabei wird deutlich, dass etwa 40 Prozent der Haushalte – also ein großer Teil der österreichischen Bevölkerung – sich in der Vermögensklasse von 0 bis 50.000 Euro befinden. In allen anderen Kategorien befinden sich weniger als zehn Prozent der Bevölkerung: knapp neun Prozent besitzen zwischen 50.000 und 100.000 Euro und ungefähr je sechs Prozent liegen in den Vermögensklassen 100.000 bis 150.000 Euro, 150.000 bis 200.000 bzw. 200.000 bis 250.000. Bei etwas mehr als drei Prozent liegt das Nettovermögen zwischen 0 und -50.000 Euro und ist damit negativ: die Schulden dieser Haushalte übersteigen die Vermögenswerte um bis zu 50.000 Euro.

Die Verteilung des Gesamtvermögens kann auch diskutiert werden, indem die sogenannte (absolute) kumulierte Verteilungsfunktion näher betrachtet wird (Abbildung 2). Damit wird gezeigt, welcher (geschätzte) Anteil der Bevölkerung unterhalb eines gewissen Vermögenswerts liegt. In Abbildung 2 lässt sich beispielsweise ablesen, dass mehr als 70 Prozent der Bevölkerung weniger als das durchschnittliche Vermögen von 250.000 Euro besitzen. Weniger als 5 Prozent

– und somit nur ein Bruchteil der Bevölkerung – besitzen ein Vermögen von einer Million Euro oder mehr. Wie oben erwähnt, teilt der Median die Bevölkerung in eine ärmere und eine reichere Hälfte (grüne Linie).

Abbildung 2: Kumulierte Verteilungsfunktion



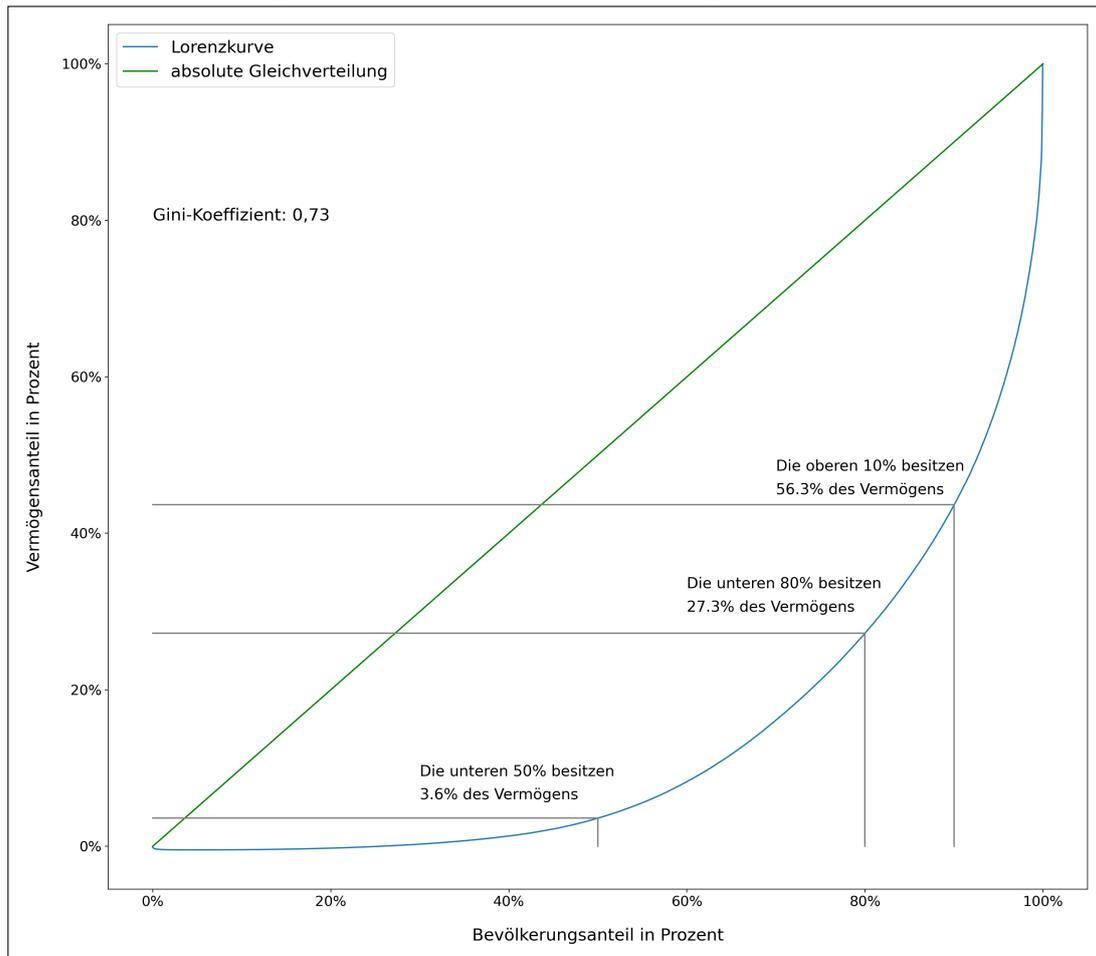
Eigene Darstellung mit Originaldaten des HFCS 2017.

Diese Darstellung ähnelt der sogenannten Lorenzkurve, die allerdings die Bevölkerungsanteile nicht mit dem tatsächlichen Vermögen in Relation setzt, sondern mit den relativen Anteilen am Gesamtvermögen (siehe Abbildung 3). Die Interpretation der Lorenzkurve ist sehr ähnlich wie jene der kumulierten Verteilungsfunktion. Erstere zeigt die relativen Anteile am Gesamtvermögen, die von einem gegebenen Anteil der Bevölkerung gehalten werden. Beispielsweise lässt sich ablesen, dass die ärmere Hälfte der Bevölkerung weniger als fünf Prozent des gesamten Vermögens besitzt (etwa 3,6 Prozent).

Die grüne 45-Grad-Linie stellt den hypothetischen Fall absoluter Gleichverteilung dar, in dem das Vermögen aller Haushalte exakt gleich groß wäre. Die Lorenzkurve ist das graphische Äquivalent des Gini-Koeffizienten, einem bekannten Ungleichheitsmaß, das von 0 (absolute Gleichverteilung) bis 1 (maximale Ungleichheit; ein Haushalt besitzt das gesamte Vermögen) reicht. Die grüne Gleichverteilungslinie repräsentiert dabei einen Gini-Koeffizienten von 0 (maximale Gleichheit bzw. Absenz von Ungleichheit). Der Gini-Koeffizient ergibt sich dabei aus der Fläche zwischen blauer Kurve und grüner Linie – je größer der Gini-Koeffizient (d. h. je „bauchiger“ die Lorenzkurve), desto ungleicher ist das Vermögen verteilt.

Für die dritte Welle des HFCS beträgt der Gini-Koeffizient 0,73 – das ist derselbe Wert wie für die zweite Welle, lediglich bei der ersten Welle wurde der Gini-Koeffizient etwas höher geschätzt (0,76). Die Vermögensverteilung wird damit als etwas weniger ungleich eingeschätzt als noch 2010. Aufgrund der fehlenden Beobachtungen an der Spitze der Verteilung ist diese

Abbildung 3: Lorenzkurve auf Basis der originalen HFCS-Daten



Eigene Darstellung mit Originaldaten des HFCS 2017.

Aussage aber als eher unzuverlässig einzuordnen (Albacete et al. 2019, p. 17; Fessler et al. 2016, p. 4).

3.2 Besonders vermögende Haushalte: Ergebnisse aus drei Wellen

Wie im vorangegangenen Abschnitt dargestellt, sind zwar Gesamt- und Durchschnittsvermögen leicht zurückgegangen und das Medianvermögen leicht gestiegen – die Verteilung der Vermögen, gemessen mit Hilfe des Gini-Koeffizienten, blieb jedoch annähernd gleich wie bei der letzten HFCS-Welle 2014. Allerdings zeigt uns der Gini-Koeffizient nur ein grobes Gesamtbild der Verteilungssituation – betrachten wir daher im nächsten Schritt die Frage, wie sich die Vermögenssituation der reichsten Haushalte in unserer Gesellschaft verändert hat.

Wird vom obersten Perzentil abgesehen, sind für die Top-5-Perzentile die gesamten sowie durchschnittlichen Vermögen zwischen Welle II und III gestiegen. Einerseits hat sich also das Vermögen erhöht, das alle Haushalte, die den Perzentilen 96-99 zugerechnet werden, besitzen. Lediglich das Gesamt- und Durchschnittsvermögen des obersten Perzentils hat sich laut HFCS-

Tabelle 6: Die reichsten 5 Prozent im Fokus

Welle	Perzentil	Durchschnitts- vermögen in €	Perzentilgrenze in €	Gesamtvermögen in Millionen €
I	96	1.041.491	944.404	38.815
II	96	847.449	802.117	32.969
III	96	929.024	872.378	36.175
I	97	1.297.201	1.138.713	48.693
II	97	980.399	910.685	37.379
III	97	1.073.602	999.138	42.368
I	98	1.712.739	1.467.071	65.450
II	98	1.218.196	1.076.507	47.126
III	98	1.332.780	1.184.310	52.338
I	99	2.524.137	2.046.984	94.076
II	99	1.618.187	1.397.346	62.361
III	99	1.770.352	1.531.190	70.313
I	100	6.380.233	3.275.112	236.959
II	100	6.703.743	1.963.656	254.523
III	100	5.836.238	2.132.226	223.864

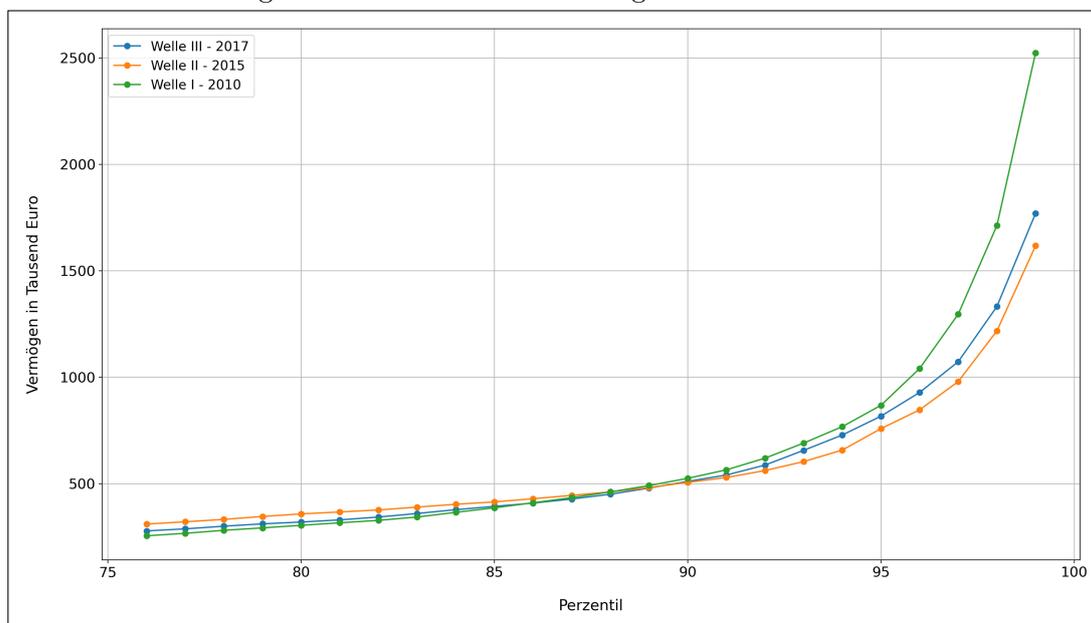
Die Perzentilgrenze gibt an, ab welchem Vermögen Haushalte in das jeweilige Perzentil fallen. Für vollständige Perzentillisten für Welle III siehe Tabellen [14](#), [15](#) und [16](#) im Anhang.

Daten um mehr als zehn Prozent verringert. Dieser Rückgang führt auch dazu, dass das Gesamtvermögen der obersten fünf Perzentile etwas geringer ausfällt als noch bei der zweiten HFCS-Welle 2014.

Wie oben erwähnt, kann die HFCS-Erhebung besonders an der Spitze ungenau sein. Das kann an allen in Abschnitt [2.2](#) genannten Gründen liegen, also am systematischen Antwortausfall (*differential nonresponse*) vermögender Haushalte ([Vermeulen 2016](#), [Kennickell 2017b](#)) oder an *nonobservation*, der zu geringen Erfassung von vermögenden Haushalten ([Eckerstorfer et al. 2016](#)). Zudem unterschätzen Auskunftspersonen die eigenen Vermögenswerte oft (*underreporting*) – ein Umstand, der bei vermögenden Haushalten mehr ins Gewicht fällt als bei ärmeren ([Vermeulen 2016](#)). Aufgrund des wirtschaftlichen Wachstums, der gesamtwirtschaftlich günstigen Lage sowie der starken Ertragslage auf dem Finanzmarkt zwischen 2013 und 2017 wirkt es eher ungewöhnlich, dass die Vermögen der reichsten Haushalte gesunken sein sollen. [Ferschli et al. \(2018\)](#) zeigen auf, warum dieser Rückgang unplausibel erscheint, insbesondere vor dem Hintergrund, dass die Ertragsraten größerer Vermögen tendenziell überdurchschnittlich ausfallen (siehe dazu [Fagereng et al. \(2020\)](#), [Bach et al. \(2020\)](#), [Piketty \(2013\)](#)). Eine Verringerung der größten Vermögen wäre auch gegenläufig zum globalen Trend (siehe beispielsweise [Coffey et al. \(2020\)](#) und [Jordà et al. \(2019\)](#)). Das bedeutet, dass ein Rückgang des Vermögens des obersten Perzentils zwar im Bereich des Möglichen liegt, eine verfälschte Schätzung aufgrund der mangelnden Daten aber wahrscheinlicher erscheint. Der Rückgang des Vermögens im 100.

Perzentil, der bereits im Übergang von der ersten auf die zweite Welle zu beobachten war, ist daher nur wenig aussagekräftig, ebenso wie das oben erwähnte Verhalten des Gini-Koeffizienten. Da das oberste Perzentil – aufgrund seines hohen Anteils am gesamten Vermögen – auch einen starken Einfluss auf das gemessene Durchschnittsvermögen hat, sind auch die in Tabelle 5 festgestellten Änderungen des Durchschnittsvermögens im Verlauf der drei Wellen nur wenig belastbar.

Abbildung 4: Durchschnittliche Vermögen der Perzentile 76 bis 99



Quelle: Eigene Berechnungen auf Basis des HFCS.

Das Vermögen der obersten zehn Prozent ist trotz des Rückgangs im 100. Perzentil leicht gestiegen; korrespondierend dazu hat das Vermögen der unteren 90 Prozent leicht abgenommen. Für die Vermögen der unteren Hälfte der Vermögensverteilung gibt es wie auch schon 2014 einen leichten Zuwachs zu verzeichnen. Ebenso stieg die Anzahl der Millionär*innen nach einem beachtlichen Rückgang von 2010 auf 2014 wieder, bleibt aber dennoch – mit etwa 153.000 Millionär*innen – unterhalb des entsprechenden Werts aus der ersten Welle (ca. 175.000). Auch diese Daten könnten aufgrund der problematischen Qualität an der Spitze der Verteilung die wahren Werte unterschätzen – bezieht man den wirtschaftshistorischen Kontext mit ein, liegt eine solche Interpretation sogar nahe: Der Zeitpunkt der ersten Welle lag nur knapp nach der Finanzkrise von 2007/2008, während Vermögende in späteren Wellen auf wesentliche lukrativere Vorjahre zurückblicken konnten.

Beim durchschnittlichen Vermögen des oberen Viertels (Abbildung 4) der Verteilung lässt sich feststellen, dass sich im Vergleich zu den Erhebungen 2010 und 2014 bis zum 96. Perzentil (d. h. bis zu den reichsten fünf Prozent der Bevölkerung) nur wenig verändert hat. Die blaue Linie liegt beständig zwischen den Durchschnittsvermögen der ersten beiden Wellen. Die durchschnittlichen Vermögen der obersten fünf Perzentile liegen jedoch deutlich unterhalb der Angaben aus der ersten, aber über jenen aus der zweiten Welle. Bei Abbildung 4 wurde aus Gründen der Übersichtlichkeit das oberste Perzentil weggelassen.

Tabelle 7: Deskriptive Merkmale aller drei Wellen im Vergleich

	Welle I (2010)	Welle II (2015)	Welle III (2017)
Gesamtvermögen (Mrd.)	1.000	998	985
Vermögen oberste 10% (Mrd.)	617	555	556
Vermögen untere 90% (Mrd.)	383	443	428
Vermögen untere 50% (Mrd.)	27	32	35
Anzahl Millionär*innen	174.550	129.304	153.382
durchschnittl. Vermögen in €	265.033	258.414	250.272
Median Vermögen in €	76.618	86.264	82.896

Quelle: Eigene Berechnungen auf Basis des HFCS.

Ebenso sollte nicht vergessen werden, dass die möglicherweise fehlenden Beobachtungen an der Spitze auch dazu führen können, dass das Gesamtvermögen unterschätzt wird, da die vermögendere Haushalte wie erwähnt stärker ins Gewicht fallen. Für die Berechnungen im Rest dieses Berichts werden daher die Daten an der Spitze mittels statistischer Verfahren adaptiert, um ein realistischeres Bild der Vermögensverteilung in Österreich zu gewinnen.

4 Drei Ansätze zur Schätzung des Privatvermögens in Österreich

Um mit Hilfe der Umfragedaten aus dem HFCS ein adäquates Bild der Vermögensverteilung zu ermitteln, müssen in der Praxis zwei Probleme adressiert werden. Erstens scheinen die österreichischen Daten in zunehmendem Maße von Antwortverweigerung an der Verteilungsspitze betroffen zu sein (*differential nonresponse bias*). Dies führt zu einer systematischen Unterschätzung des Gesamtvermögens und insbesondere des Vermögens der reichsten Perzentile. Zweitens ist die Stichprobengröße im Zusammenhang mit der starken Vermögenskonzentration in Österreich zu gering, um robuste Aussagen über die Verteilungsspitze alleine auf Basis der Umfragedaten treffen zu können (*nonobservation bias*). Um diese Probleme zu überwinden, wird in der einschlägigen Literatur der rechte Rand der Daten mit Hilfe einer Pareto-Verteilung modelliert. Angesichts der in Abschnitt 2.4 aufgeworfenen Frage, inwiefern eine Pareto-Verteilung ersten Typs flexibel genug ist, um die Verteilung der Privatvermögen am oberen Rand abzubilden, vergleicht der vorliegende Report die bisher angewandte Methode mit zwei neuen Ansätzen. Als Bezugspunkt für die zwei neuen Ansätze wird im Folgenden die bisherige Standard-Methode, wie sie auch in Ferschli et al. (2018) und Eckerstorfer et al. (2013) verwendet wurde, erläutert. Wir werden diese als Variante I bezeichnen.

Variante I beruht auf der Idee, eine Pareto-Verteilung ersten Typs für die Umfragedaten vom oberen Rand der Verteilung zu schätzen. Um die Problematik des *nonobservation* und *nonresponse bias* zu adressieren, folgen wir Vermeulen (2018) und erweitern die vorhandenen Umfragedaten um 60 Beobachtungen aus der *trend*-Reichstenliste. Die Bestimmung des Skalens als auch des Formparameters (Pareto-Alpha) wird für den erweiterten Datensatz durchgeführt. In unseren vorhergehenden Arbeiten (Eckerstorfer et al. 2016, Ferschli et al. 2018) wurde der

Skalenparameter mit Hilfe von Anpassungsgütetests bestimmt. Zu diesem Zweck wurde die Methode von [Clauset et al. \(2009\)](#) zur Verwendung mit komplexen Umfragedaten angepasst. Die Überlegung, die [Clauset et al. \(2009\)](#) zugrunde liegt, ist einfach: Man schätzt Pareto-Verteilungen für eine Vielzahl von Teilstichproben (in unserem Fall vom 71. bis zum 100. Perzentil der Daten), wobei der kleinste Vermögenswert in jeder Teilstichprobe als Skalenparameter fungiert. In Folge wird jene Teilstichprobe mit dem entsprechendem Skalenparameter ausgewählt, deren Anpassungsgüte am größten ist. Der Formparameter wird für jede Teilstichprobe mit Hilfe einer linearen Regression der sortierten logarithmierten kumulierten Gewichte auf die ebenfalls logarithmierten Vermögenswerte geschätzt. In der Literatur wird diese Vorgehensweise als QQ-Schätzer bezeichnet ([Kratz & Resnick 1996](#)).

Als Alternative zur beschriebenen Variante I lässt sich ein heuristischer Zugang wählen, der die Kritik am Pareto-Modell ersten Typs von [Blanchet et al. \(2017\)](#) zum Ausgangspunkt hat. Dieser „Brückenansatz“ (im Weiteren Variante II) zielt darauf ab, die sich verändernde Konzentration des Vermögens in der Spitze der Verteilung (siehe Kapitel 2.4) mit Hilfe von Pareto-Modellen ersten Typs abzubilden, die für zunehmend kleinere Teilstichproben des rechten Rands der Vermögensverteilung geschätzt werden. Diese Schätzungen werden ohne Zuhilfenahme der *trend*-Reichstenliste durchgeführt. [Blanchet et al.’s \(2017\)](#) Hypothese einer innerhalb der Verteilungsspitze zunehmenden Vermögenskonzentration geht mit sinkenden Formparametern (Pareto-Alpha) in der Vermögensspitze einher. Der aus der Teilstichprobe ab dem 99. Perzentil geschätzte Formparameter sollte folglich kleiner sein als jener aus der Teilstichprobe ab dem 95. Perzentil. Weiters folgt aus der Annahme der Skaleninvarianz des Pareto-Modells ersten Typs, dass eine solche Verteilung zur besseren Bestimmung des Verhaltens der Nettovermögen am obersten Rand vor allem dann angenommen werden kann, wenn die aus den Umfragedaten geschätzten Formparameter mit dem aus der Reichstenliste geschätzten Formparameter konvergieren. Dies ergibt sich aus der Tatsache, dass alle Verteilungen aus der Pareto-Familie sich asymptotisch (für große Vermögenswerte) wie eine Pareto-Verteilung ersten Typs verhalten. Theoretisch lässt sich aus diesen Überlegungen eine „Brücke schlagen“ (intrapolieren) zwischen den aus den Umfragedaten geschätzten Formparametern und dem aus der Reichstenliste geschätzten Formparameter. Diese Variante ist aber drei schwerwiegenden Limitationen ausgesetzt: Sie erlaubt erstens keine genaue Schätzung der entsprechenden Parameter, sondern eignet sich eher für einen Plausibilitätscheck. Sie ist, zweitens, in der Praxis limitiert auf Anwendungsfälle, in denen die oberste Spitze der Verteilung (also das oberste Perzentil oder ein kleinerer Anteil) im Zentrum steht. Darüber hinaus kann nur ein Bruchteil der zur Verfügung stehenden Daten berücksichtigt werden. Diese inhärenten Limitationen einer solchen heuristischen Vorgehensweise erlauben es also im besten Fall, eine Anwendung des Pareto-Modells ersten Typs einem Plausibilitätscheck zu unterziehen – dies wird im Folgenden auch versucht werden.

Variante III basiert schließlich auf einer grundlegenden Änderung und geht gänzlich vom Pareto-Modell ersten Typs ab. Es wird stattdessen ein Pareto-Modell zweiten Typs aus einer Kombination der Umfrage- und *trend*-Daten geschätzt. Wie bereits erläutert (siehe Abschnitt 2.4), besitzt das Pareto-Modell zweiten Typs neben dem Skalen- und Formparameter auch einen Lageparameter. Die Modellparameter werden in der Literatur oft mittels eines Maximum-

Likelihood-Verfahrens geschätzt (Jenkins 2017). Da diese Methode wohlbekannte Schwächen aufweist (Castillo & Hadi 1997, Hosking & Wallis 1987), verwenden wir die *elemental percentile method* (EPM), die von Castillo & Hadi (1997) vorgeschlagen wird. Die Grundüberlegung von Castillo & Hadi (1997) ist einfach: Man setzt die theoretische mit der empirischen Verteilungsfunktion gleich und evaluiert diese Gleichung für zwei Datenpunkte. Daraus ergibt sich ein nichtlineares Gleichungssystem aus zwei Gleichungen in zwei Unbekannten (Skalen- und Formparameter), welches numerisch gelöst wird. Der Vorgang wird für alle $\binom{n}{2}$ Kombinationen an Datenpunkten wiederholt. Der Median aus den $\binom{n}{2}$ Schätzern wird als der eigentliche Schätzer für die Parameter verwendet¹¹. Der Lageparameter, d.h. der Ansatzpunkt der Verteilung, wird als der Minimalwert in der Stichprobe festgelegt und im Sinne von Clauset et al. (2009) ermittelt.

Im nächsten Kapitel werden die Ergebnisse aller drei Ansätze verglichen und das finale Modell für die Modellierung der Spitze der österreichischen Vermögensverteilung präsentiert.

5 Schätzung von privaten Vermögenswerten

5.1 Erfassung der Vermögensverteilung

Wie von Vermeulen (2016) und Ferschli et al. (2018) gezeigt wurde, ist bei Verwendung des QQ-Schätzers die Hinzuziehung einer Reichstenliste anzuraten, da diese die Qualität und Präzision der Ergebnisse verbessert. Daher werden in einem ersten Schritt Daten der *trend*-Reichstenliste aus dem Jahr 2017 zu den HFCS-Daten hinzugefügt, da auch die Erhebung in diesem Jahr durchgeführt wurde. Wie in Abschnitt 2.1 erklärt, wird in der HFCS-Stichprobe jede Beobachtung gewichtet: Die neu hinzugezogenen Beobachtungen aus der *trend*-Liste werden jeweils mit einem Gewicht von 1 versehen, d. h. jeder Eintrag repräsentiert je einen Haushalt.

Die Anwendung von Variante I auf die HFCS-Daten ergibt das 71. Perzentil als Ansatzpunkt der Pareto-Verteilung ersten Typs, sowie ein Pareto-Alpha von 1,247. Zum Vergleich, in Eckerstorfer et al. (2016) ergaben sich als respektive Werte das 78. Perzentil und 1,277. Bei näherer Betrachtung zeigt sich, dass die geschätzten Pareto-Alphas höher ausfallen, je niedriger der Ansatzpunkt für die Schätzung gewählt wird. Dies kann als Hinweis auf die in der Praxis nur asymptotisch haltende Skaleninvarianz der Daten gelten, die die Typ-I-Verteilung nur unzureichend abbilden kann. Die ökonomische Implikation ist, dass die Vermögenskonzentration zur Spitze der Verteilung hin zunimmt und nicht, wie bei einer Typ-I-Verteilung angenommen, konstant bleibt. Dies ist im Einklang mit der Hypothese von Blanchet et al. (2017), wonach diese zunehmende Konzentration in der Spitze ein länderübergreifendes Phänomen ist, aber von den Autor*innen nur für die USA dokumentiert wird.

Für Variante II wird zuerst eine Pareto-Verteilung ersten Typs auf die Daten der *trend*-Reichstenliste geschätzt. Wir erhalten einen Formparameter von $\alpha = 1,24$. Zusätzlich werden Typ-I-Verteilungen mit den obersten 30 Perzentilen als Ansatzpunkte geschätzt, ähnlich wie in

¹¹Um bei zunehmender Anzahl an Beobachtungen sicherzustellen, dass die Information der Reichstenliste in die Schätzung eingeht, wenden wir Castillo & Hadi (1997) auf eine Zufallsstichprobe von insgesamt maximal 250 Beobachtungen an, die immer die Beobachtungen aus der Reichstenliste beinhaltet. Wir bilden demnach $\binom{250}{2}$ anstatt $\binom{n}{2}$ Datenpaare.

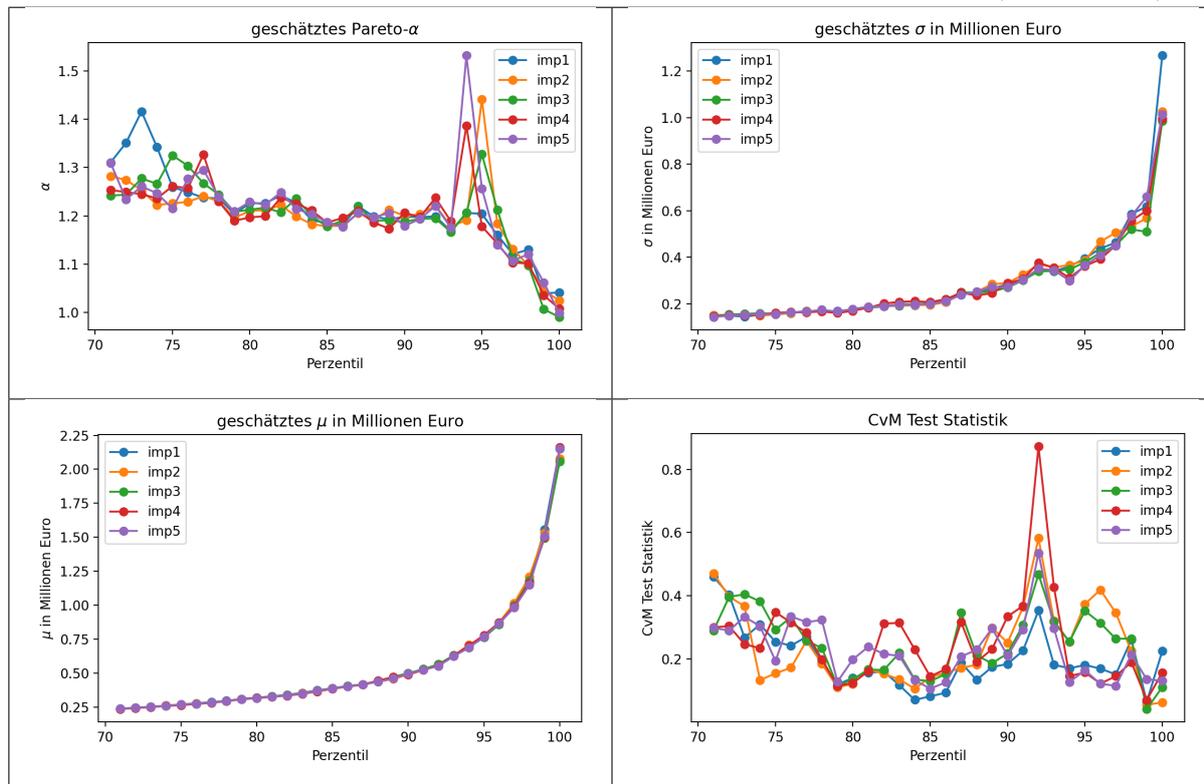
Variante I, aber diesmal ohne die Beobachtungen aus der Reichstenliste zu den HFCS-Daten hinzuzufügen. Auch bei Variante II zeigt sich, dass die geschätzten Formparameter mit zunehmenden Perzentilansatzpunkten abnehmen. Schätzt man beispielsweise ab einem Ansatzpunkt von 4 Millionen Euro, ergibt sich ein Formparameter von 1,28. Wir ziehen zwei Schlüsse aus den bisherigen Ergebnissen: Erstens, die mit den Varianten I und II erzielten Ergebnisse legen nahe, dass die Konzentration zu Verteilungsspitze hin zunimmt. Zweitens kann die zunehmende Konzentration mit sequentiellen Pareto-Verteilungen ersten Typs approximiert werden. Der Formparameter, welcher am äußersten (reichsten) Ende der Daten geschätzt wird, ist sehr ähnlich zu den Formparametern, die sich aus der Reichstenliste bzw. der Anwendung von Variante II ergeben. Damit besteht die Anwendung aus Variante I den zuvor angekündigten Plausibilitätscheck, da die so ermittelten Formparameter sehr nahe aneinander liegen.

Variante III kombiniert nun das auf [Clauset et al. \(2009\)](#) basierende Verfahren von [Eckerstorfer et al. \(2016\)](#) mit einem Pareto-Modell zweiten Typs. Die Parameter werden mit der *elemental percentile method* (EPM) von [Castillo & Hadi \(1997\)](#) geschätzt. Zu diesem Zweck werden in einem ersten Schritt die HFCS-Umfragedaten mit Beobachtungen aus der *trend*-Reichstenliste mit einem Gewicht von 1 ergänzt. Dann werden wieder Pareto-Verteilungen für die obersten 30 Perzentile geschätzt (siehe Abbildung links oben in Tabelle 8) und jener Ansatzpunkt ausgewählt, an dem die Anpassungsgüte am höchsten ist. Dies ist für das 99. Perzentil der Fall mit einem durchschnittlichen Formparameter von $\alpha = 1,038$ und einem durchschnittlichen Skalenparameter von $\sigma = 614.000$ Euro sowie einem durchschnittlichen Lageparameter von $\mu = 1.518.000$ Euro. Der große Unterschied zwischen dem geschätzten Formparameter in Variante III im Vergleich zu den beiden vorhergehenden Varianten bedarf dabei einer näheren Erklärung. Erstens ergibt sich bei Pareto-Modellen zweiten Typs die Situation, dass die Verteilung nun von zwei Parametern (α und σ) bestimmt wird, und folglich ein simpler Vergleich der Formparameter einen Kategorienfehler begehen würde. Ein aussagekräftigeres Bild ergibt sich durch den Vergleich der in Variante I und III errechneten Gesamtvermögen und Top-1%-Anteile. Ohne auf die Details der im nächsten Abschnitt beschriebenen weiterführenden Analyse einzugehen, weisen beide Ansätze qualitativ ähnliche Ergebnisse auf. Das geschätzte Gesamtvermögen wird in beiden Varianten stark nach oben korrigiert und steigt von 985 Milliarden Euro auf 1.394 Milliarden Euro unter Variante I bzw. 1.250 Milliarden Euro mit Variante III. Die Konzentration an der Verteilungsspitze, hier gemessen anhand des Anteils des reichsten Prozents, steigt ebenso stark an und wird auf 41,5% (Variante I) bzw. 38,9% (Variante III) geschätzt. Darüber hinaus ist anzumerken, dass Variante III auf einer konzeptionell anderen Schätzmethode beruht (EPM vs. OLS). Ein detaillierter Vergleich der beiden Schätzer, speziell unter Berücksichtigung von Problemen der *differential nonresponse*, ist Gegenstand aktueller Forschung.

Insgesamt zeigt sich somit, dass Variante I und II konsistente Ergebnisse liefern, jedoch Variante III besser geeignet ist, um die zur Verteilungsspitze hin zunehmende Konzentration abzubilden. Dies zeigt sich besonders an den sehr niedrigen Cramer-von-Mises-Teststatistiken in Variante III, insbesondere im Vergleich zu Variante I (siehe Abbildung rechts unten in Tabelle 8 bzw. Abbildung 7 in Anhang II.). Wir interpretieren Variante III insofern als eine Verbesserung gegenüber Variante I, wobei qualitativ konsistente Ergebnisse erzielt werden. Die weitere

Analyse in diesem Report beruht somit auf Variante III.

Tabelle 8: Parameter und CvM-Teststatistiken für Typ-II-Pareto-Modell (Variante III)



5.2 Datenanpassung

Die mittels Variante III errechneten Parameter werden im Folgenden verwendet, um die Struktur der Haushalte am oberen Rand der Verteilung zu schätzen und so neu zu bestimmen; dies erfolgt in folgenden Schritten. Zuerst werden alle Beobachtungen mit einem Nettovermögen von mehr als 4 Millionen Euro aus dem Datensatz entfernt. Dies entspricht durchschnittlich elf Beobachtungen pro Implicate. Im nächsten Schritt wird die zuvor geschätzte Pareto-Verteilung zweiten Typs herangezogen, um die Anzahl der Haushalte im jeweiligen Implicate i (H_i) zu berechnen, deren Vermögen 4 Millionen Euro übersteigt. Hierzu wird aus dem HFCS-Datensatz die Anzahl der Haushalte in Implicate i (HH_i) berechnet, deren Vermögen zwischen dem Ansatzpunkt für die Pareto-Verteilung in Implicate i (μ_i) und der 4-Millionen-Grenze (x_0) liegen. Die Zahl der Haushalte mit einem Nettovermögen über 4 Millionen Euro (H_i) kann dann mithilfe der Pareto-Verteilung wie folgt berechnet werden:

$$H_i = HH_i \frac{1 - F_i(x)}{F_i(x)} \quad (5)$$

wobei $F_i(x)$ die für Implicate i geschätzte kumulative Verteilungsfunktion darstellt. Im nächsten Schritt wird die so berechnete Anzahl an Haushalten mit einem Nettovermögen von mehr als 4 Millionen Euro mit Hilfe der Pareto-Verteilung generiert, wobei die Anzahl der zu generierenden Haushalte von Implicate zu Implicate unterschiedlich ist. Hierbei kann das Vermögen eines

jeden Haushaltes j oberhalb der 4-Millionen-Grenze für jedes Implicate ($x_{j,i}$) wie folgt berechnet werden:

$$x_{j,i} = \sigma_i \left[\left(\frac{N_i}{j} \right)^{1/\alpha_i} - 1 \right] + \mu_i \quad (6)$$

Die generierten Beobachtungen werden in Folge dem HFCS-Datensatz mit einem Gewicht von 1 hinzugefügt. Jede repräsentiert also exakt einen Haushalt. Zuletzt müssen die - durch die vorgenommene Anpassung nicht mehr hundertprozentig kohärenten - Gewichtungen der Original-Haushalte korrigiert werden. Dabei wird die Nettoveränderung der Gewichte innerhalb der jeweiligen Implicates in Relation zur Grundgesamtheit gesetzt und zur Korrektur die jeweiligen Gewichte linear abgeschmolzen bzw. aufgewertet. Die in vergangenen Studien vorgenommene Deckelung der generierten Vermögenswerte mit einer Milliarde Euro wird in diesem Report, aufgrund der nunmehr vorliegenden präziseren Schätzungen, aufgegeben.

5.3 Verteilung nach Datenanpassung

Basierend auf den mit Variante III geschätzten Parametern (Pareto-Verteilung zweiten Typs, EPM-Schätzer, mit Gewichten und Reichstenliste) ergeben sich die in Tabellen 9 und 10 zusammengefassten Ergebnisse zum Vermögensbestand der privaten Haushalte in Österreich. Eine vollständige Übersicht befindet sich im Anhang (siehe Tabellen 14, 15 und 16). Tabelle 9 enthält zu Vergleichszwecken ebenso die Ergebnisse ohne eine Pareto-Annahme basierend rein auf den Umfragedaten der dritten Welle des HFCS sowie die Resultate von [Eckerstorfer et al. \(2016\)](#) basierend auf HFCS I und [Ferschli et al. \(2018\)](#) basierend auf HFCS II.

Für die unteren vier der reichsten fünf Prozent ändern sich die geschätzten Gesamtvermögen im Perzentil nur minimal im Vergleich zu den HFCS-Originaldaten (siehe Tabelle 6). Lediglich das Gesamtvermögen des 100. Perzentils steigt durch die Adaptierung von 226 auf 488 Milliarden Euro. Damit steigt auch das Vermögen der obersten fünf Perzentile insgesamt von 426 auf 690 Milliarden Euro. Diese Veränderungen beim Gesamtvermögen spiegeln sich freilich auch in den durchschnittlichen Vermögen wider. Auch hier bewirkt die in Kapitel 4 beschriebene Anpassung für das 96., 97., 98. und 99. Perzentil kaum einen Unterschied. Das Durchschnittsvermögen des 100. Perzentils hingegen steigt von 5,7 auf 12,5 Millionen Euro.

Möchte man die Veränderung durch die Datenanpassung graphisch untersuchen, so bietet sich eine vergleichende Betrachtung der Lorenzkurven an. Diese erscheint nach der Datenadaptierung bauchiger, ist also weiter entfernt von der grünen Linie der Gleichverteilung. Das bedeutet, wie in Abschnitt 3.1 beschrieben, dass das Vermögen nach der Datenanpassung ungleicher verteilt ist als zuvor. Diese Entwicklung war vor dem Hintergrund der schon berichteten Ergebnisse freilich zu erwarten. Der Gini-Koeffizient steigt durch die Datenanpassung von 0,73 auf 0,79 und zeigt damit eine ungleichere Vermögensverteilung nach der Anpassung an.

Tabelle 9: Ergebnisse der Datenanpassung

Vermögensschätzung	Originaldaten	Pareto-Methode	Pareto-Methode	Eckerstorfer et al.
	HFCS III	Daten HFCS III	Daten HFCS II	(2016) HFCS I
Durchschnittsvermögen	250k	318k	341k	339k
Gesamtvermögen	985 Mrd.	1.249 Mrd.	1.317 Mrd.	1.278 Mrd.
Anteil Top 1%	22,6%	38,9%	41%	38%
Anteil Top 5%	43,1%	55,1%	56%	59%
Anteil Top 10%	56,4%	65,7%	66%	69%
Anteil Unterste 50%	3,6%	2,8%	2,5%	2,2%
Anzahl MillionärInnen	153k	155k	148k	181k
Anzahl MilliardärInnen	0	38	35,8	30,6

Tabelle 10: Top 5 Perzentile nach der Datenanpassung

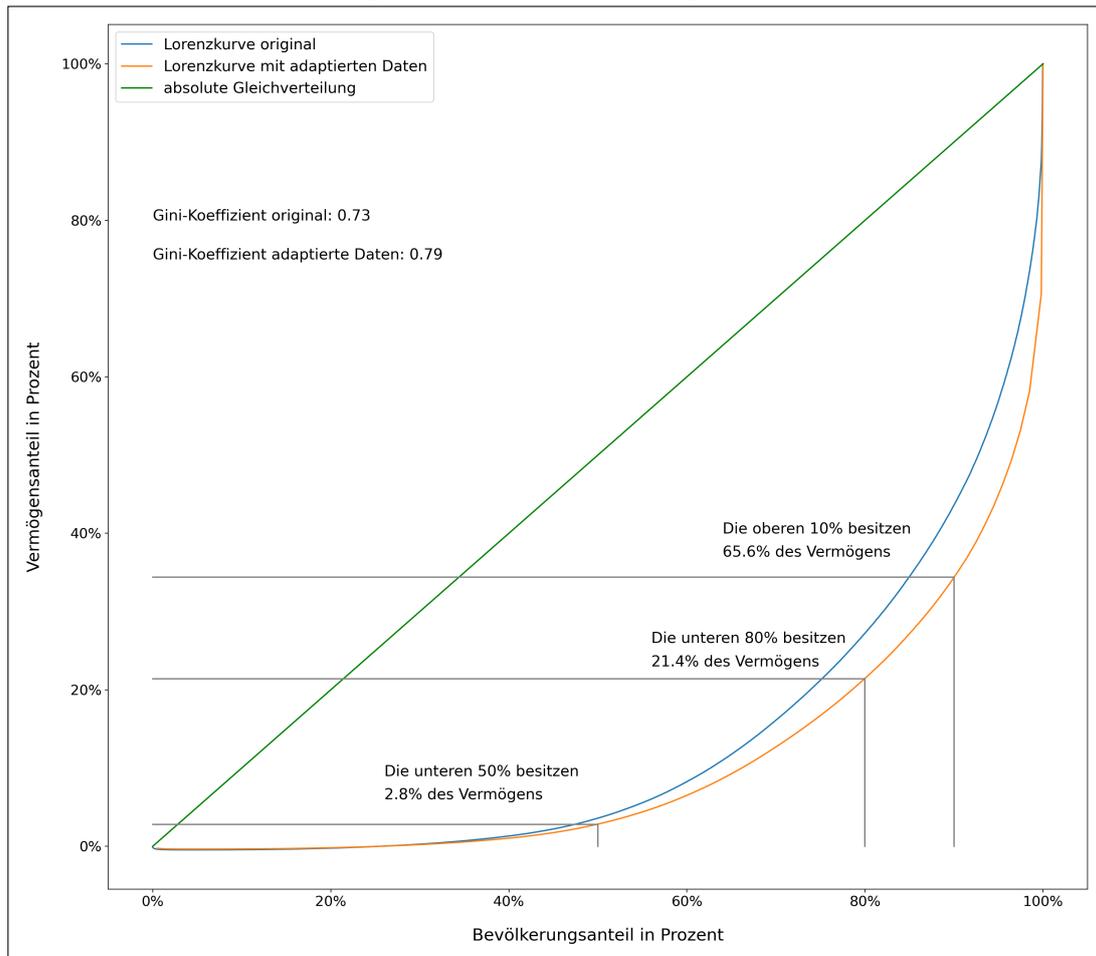
	Gesamtvermögen im Perzentil in Mrd. €		Durchschnittsvermögen im Perzentil in €	
	original	adaptiert	original	adaptiert
100	224	487	5.836.238	12.542.037
99	70	70	1.770.352	1.792.934
98	52	53	1.332.780	1.348.776
97	42	43	1.073.602	1.082.796
96	36	37	929.024	934.887
Top 5% Gesamt	425	689	2.171.750	3.520.565

Vollständige Perzentillisten finden sich im Anhang. Quelle: HFCS und eigene Berechnungen.

6 Statistische Signifikanz der Ergebnisse

Die Diskussion der bisherigen Ergebnisse war auf den Punktschätzer beschränkt und hat die statistische Unsicherheit und die damit einhergehende Schwankungsbreite der diskutierten Ergebnisse außer Acht gelassen. In diesem Abschnitt präsentieren wir Konfidenzintervalle für das geschätzte Gesamtvermögen sowie den Anteil des reichsten Prozents am Gesamtvermögen. Die Haushalte, die für den HFCS kontaktiert werden, werden im Zuge eines mehrstufigen Stichprobenverfahrens ausgewählt (Albacete et al. 2019, ch. 6). Um die Anonymität der vertretenen Haushalte zu gewährleisten, werden die Details dieses Verfahrens nicht veröffentlicht. Diese Information wäre jedoch notwendig, um theoretische Standardabweichungen und Konfidenzintervalle für die Schätzergebnisse zu berechnen. Um dennoch eine Aussage über die statistische Schwankungsbreite und die statistische Signifikanz der Ergebnisse machen zu können, wird von der OeNB für jedes Implicate ein Datensatz mit 1.000 so genannten Replikationsgewichten bereitgestellt (Albacete et al. 2019, ch. 8). Jeder dieser 1.000 Replikationsdatensätze beinhaltet ein neues Gewicht für jede Beobachtung und simuliert somit eine alternative Stichprobe, mit deren Hilfe die statistische Schwankungsbreite, die unweigerlich durch den Zufallsstichprobencharakter

Abbildung 5: Lorenzkurve mit adaptierten Daten



der Daten besteht, bestimmt werden kann. Konkret lassen sich mit Hilfe der Replikationsgewichte für jedes Implicate 1.000 unterschiedliche Schätzwerte des Gesamtvermögens sowie des Top-1%-Anteils errechnen. Diese wurden dabei auf zwei Arten ausgewertet: Zum einen wurde die Rangfolge der 1.000 Schätzer verglichen und jener Bereich eingegrenzt, der die mittleren 95% der erhaltenen Schätzwerte repräsentiert (Methode „Rang“ in Tabelle 11). Zum anderen lässt sich mit Hilfe der Replikationsgewichte die Standardabweichung der jeweiligen Schätzer errechnen. Diese kann dazu verwendet werden, ein Intervall von zwei Standardabweichungen rund um den Punktschätzer zu definieren (Methode 2 Standardabw. in Tabelle 11), wobei hier sowohl die Variation innerhalb der Imputation als auch jene zwischen den Imputationen Berücksichtigung findet (ECB 2020, Little & Rubin 2020, p. 234). Die Ergebnisse sind in Tabelle 11 dargestellt; dabei wurden Konfidenzintervalle für das Nettogesamtvermögen als auch den Anteil des reichsten Prozents errechnet. Beide Methoden liefern qualitativ ähnliche Ergebnisse. Die unteren Grenzen des Konfidenzintervalls für das Nettogesamtvermögen liegen mit € 1.117 und € 1.178 Milliarden zwischen € 132 und € 193 Milliarden über dem Wert der Originaldaten (€ 985 Mrd.). Die Anpassung der HFCS-Daten mit Hilfe einer Paretoverteilung zweiten Typs liefert demnach einen statistisch signifikanten Anstieg des Gesamtvermögens. Die oberen Grenzen liegen mit € 1.383 und € 1.396 Milliarden um € 134 und € 147 Milliarden über dem verwendeten Punktschätzer. Dies verdeutlicht, dass aufgrund der spärlichen Informationslage hinsichtlich der Vermögensspitze

Tabelle 11: Konfidenzintervalle auf Basis von 1000 Replikationsgewichten

Methode		untere Grenze	Punktschätzer	obere Grenze
Rang	Nettogesamtvermögen	€ 1.178 Mrd.	€ 1.249 Mrd.	€ 1.396 Mrd.
	Top 1% Vermögensanteil	35,9%	39,0%	43,7%
2 Standardabw.	Nettogesamtvermögen	€ 1.117 Mrd.	€ 1.249 Mrd.	€ 1.383 Mrd.
	Top 1% Vermögensanteil	33,7%	39,0%	44,1%

die von uns berichteten Ergebnisse eine beträchtliche Schwankungsbreite aufweisen. Ähnliches zeigt sich auch anhand der Breite des Konfidenzintervalls für den Top-1%-Anteil. Auch hier liegen jedoch die unteren Grenzen (33,7% und 35,9%) deutlich über dem aus den Originaldaten berechneten Anteil (22,6%) und deuten somit auf eine statistisch signifikante Erhöhung der Vermögenskonzentration hin, sofern die Untererfassung an der Verteilungsspitze adressiert wird.

7 Aufkommenspotential einer allgemeinen Vermögenssteuer

Für die mit dem Verfahren aus Variante III (siehe Kapitel 4) adaptierten Nettovermögensdaten der österreichischen Haushalte werden abschließend mögliche Aufkommen aus einer allgemeinen Vermögenssteuer geschätzt. Hierzu werden Haushalte als Steuersubjekte herangezogen, da HFCS-Daten über die Verteilung innerhalb des Haushalts keine oder kaum Aussagen zulassen.¹²

Im Folgenden werden ein lineares und drei progressive Modelle einer allgemeinen Vermögenssteuer geschätzt (siehe Tabelle 12). Diese vier Modelle stehen dabei für vier unterschiedliche Ansätze, wie mit der dokumentiert hohen Vermögensungleichheit in Österreich umgegangen werden kann und welchen Beitrag eine allgemeine Vermögenssteuer leisten kann¹³.

Modell I beschreibt eine lineare Vermögenssteuer, d. h. die auf Vermögen ab einer Million Euro eingehobene Steuer beträgt ein Prozent und steigt proportional zum Vermögen. Dieses Modell wäre aufgrund des niedrigen Steuersatzes und ohne jegliche Progression höchstwahrscheinlich nicht in der Lage, die bestehende Vermögensungleichheit zu verringern. Aufgrund der in der einschlägigen Literatur dokumentierten, mit dem Vermögen zunehmenden Kapitalertragsraten ist davon auszugehen, dass diese Steuer aus den laufenden Erträgen bestritten wird¹⁴. Dies würde wiederum bedeuten, dass die Vermögensungleichheit in Form der dokumentierten Top-Vermögensanteile nicht sinken würde und potentiell weiter ansteigt. Mit diesem Modell (sowie Modell II und III) werden in etwa die vier reichsten Prozent der Haushalte besteuert.

¹²Obwohl HFCS-Daten auf Haushaltsebene erhoben werden und daher keine Auskunft über die Intrahaushaltsverteilung geben, deutet die Evidenz darauf hin, dass Frauen in der Regel weniger Vermögen besitzen als Männer (*Gender Wealth Gap*), siehe dazu bspw. [Schneebaum et al. \(2018\)](#) und [Groiß et al. \(2018\)](#).

¹³Im Anhang finden sich darüber hinaus weitere Modelle, siehe Tabelle 13.

¹⁴[Jordà et al. \(2019\)](#) geben die durchschnittliche Ertragsrate auf Aktienvermögen mit mehr als 9% für die meisten europäischen Länder an. [Fagereng et al. \(2020\)](#) verwenden norwegische Steuerdaten und zeigen, dass die Ertragsrate des Nettovermögens bei über 10% liegt und zwar schon beim 90. Perzentil der Vermögensverteilung. Schließlich geben [Bach et al. \(2020\)](#) den Überschussertrag über den schwedischen Zinssatz mit nahezu 6% an für die reichsten 1,5 Prozent der schwedischen Bevölkerung bis zum reichsten Prozent und mit nahezu 8% für die reichsten 0,01 Prozent.

Die Modelle II und III sind sogenannte progressive Steuermodelle, d. h. die Tarife sind mehrstufig und der Steuersatz steigt mit der Bemessungsgrundlage. Das zweite Modell ist vierstufig und sieht für Vermögen ab einer Million Euro einen Steuersatz von einem Prozent vor, ab einem Vermögen von zehn Millionen Euro oder mehr sind zwei Prozent Steuer angesetzt. Ab 100 Millionen Euro Vermögen beträgt der Steuersatz drei Prozent und ab einem Vermögen von einer Milliarde Euro vier Prozent. Selbst bei dieser progressiven Steuerstruktur ist davon auszugehen, dass ein Großteil der betroffenen Haushalte die Steuer aus den Erträgen bestreiten kann. Insofern würde auch Modell II höchstwahrscheinlich nicht in der Lage sein, den Top-1%- oder Top-5%-Vermögensanteil zu senken. Ein weiterer Anstieg könnte jedoch zumindest verlangsamt werden.

Modell III ist sechsstufig und sieht ab einem Vermögen von einer Million Euro bis zu 10 Millionen Euro einen Steuersatz von 0,5 Prozent vor. Vermögen zwischen 10 und 50 Millionen Euro werden mit einem Prozent besteuert. Für Vermögen zwischen 50 bis 100 Millionen Euro fällt eine Steuer von 2,5 Prozent des Gesamtvermögens an, zwischen 100 und 500 Millionen Euro fünf Prozent. Für Vermögende mit einem Besitz zwischen 500 Millionen und einer Milliarde Euro sieht Modell III 7,5 Prozent Steuer vor. Ab einem Vermögen von einer Milliarde Euro beträgt der Steuersatz zehn Prozent jährlich. Die stärkere Progression von Modell III macht es schwieriger, die Steuer komplett aus den Erträgen zu bezahlen. Angesichts dessen, dass für Milliardenvermögen durchschnittliche Ertragsraten von über 10% in der Literatur dokumentiert sind, ist selbst bei Modell III nur eine leichte Senkung beziehungsweise Stabilisierung der gegenwärtigen Vermögensungleichheit zu erwarten.

Modell IV ist angelehnt an [Piketty \(2013\)](#) und geht nicht von absoluten Vermögensgrenzen aus, sondern sieht diese relativ zum durchschnittlichen Vermögen einer Gesellschaft, welches in Österreich laut HFCS-Originaldaten bei etwa 250.000 Euro liegt. Die für diesen Bericht adaptierten Daten gehen von einem Durchschnittsvermögen von 318.000 Euro aus. Modell IV sieht vor, dass jene, welche die Hälfte des durchschnittlichen Vermögens besitzen, eine Steuer von 0,1 Prozent abführen. Ab einem Vermögen, welches doppelt so groß ist wie das durchschnittliche, fällt ein Steuersatz von einem Prozent an. Vermögen, die fünfmal so groß sind wie der Durchschnitt, werden in diesem Modell mit zwei Prozent besteuert. Ab dem zehnfachen Durchschnittsvermögen ist ein Steuersatz von fünf Prozent vorgesehen. Bei Vermögen ab dem hundertfachen Durchschnittsvermögen beträgt der Steuersatz zehn Prozent, bei jenen ab dem tausendfachen Durchschnittsvermögen sechzig Prozent. Wer zehntausendmal das Durchschnittsvermögen oder mehr besitzt, wird mit neunzig Prozent besteuert. Laut originalen HFCS-Daten würden damit Vermögen ab ungefähr 2,5 Milliarden Euro in diese Kategorie fallen. Werden die in diesem Bericht vorgenommenen Anpassungen berücksichtigt, betrifft dieser hohe Steuersatz Vermögen ab etwa 3,2 Milliarden Euro. Mit dem 90-Prozent-Steuersatz der letzten Steuerstufe wird in der Praxis ein Maximalvermögen festgelegt. Modell IV unterscheidet sich somit fundamental von den vorherigen drei Modellen und verfolgt explizit das Ziel, die bestehende Ungleichheit zu verringern.

Die in Tabelle [12](#) dargestellten Steueraufkommen der Modelle wurden jeweils mit den Ori-

Tabelle 12: Vermögenssteuer-Modelle I-IV und ihre Aufkommen

			(1)	(2)	(3)	(4)
Steuertarif	Vermögensgrenze	Steuer-satz	Original-daten	adaptierte Daten	adapt. Daten (Ausweich-effekte)	adapt. Daten (starke Ausw.-effekte)
Modell I (linear)	€1 Mio.	1%	€2,3 Mrd.	€5 Mrd. (4,3-6,4)	€3,8 Mrd. (3,2-4,9)	€3,3 Mrd. (2,8-4,4)
Modell II (progressiv)	€1 Mio. €10 Mio. €100 Mio. €1 Mrd.	1% 2% 3% 4%	€2,9 Mrd.	€11,2 Mrd. (9,9-13,5)	€8,8 Mrd. (7,7-10,6)	€7,7 Mrd. (6,8-9,3)
Modell III (stark progressiv)	€1 Mio. €10 Mio. €50 Mio. €100 Mio. €500 Mio. €1 Mrd.	0,5% 1% 2,5% 5% 7,5% 10%	€1,5 Mrd.	€19 Mrd. (17,1-20,9)	€15 Mrd. (13,6-16,4)	€13,1 Mrd. (11,9-14,2)
Modell IV (Piketty)	Ø x 0,5 Ø x 2 Ø x 5 Ø x 10 Ø x 100 Ø x 1.000 Ø x 10.000	0,1% 1% 2% 5% 10% 60% 90%	€11,2 Mrd.	€134,2 Mrd. (124,9-136,6)	€105,5 Mrd. (98,4-106,4)	€91,5 Mrd. (85,5-91,8)

Werte in Klammern drücken die statistische Schwankungsbreite der Aufkommensschätzer aus (jeweils in Mrd. Euro). Analog zur Methode „Rang“ in Tabelle 11. Die Vermögensgrenzen in Modell IV gehen vom Durchschnittsvermögen eines Landes aus (Ø in der Tabelle). Für die Originaldaten beträgt dieses € 250.000 und für die adaptierten Daten €318.000.

naldaten des HFCS (Spalte 1), den mit Variante III modifizierten Daten (Spalte 2) und mit zwei weiteren Szenarien, die Ausweicheffekte seitens der Steuersubjekte berücksichtigen, berechnet (Spalten 3 und 4). Zur Quantifizierung dieser Effekte wurden in der entsprechenden Literatur etablierte Größen herangezogen (Bach & Beznoska 2012). Diese drücken aus, welcher Anteil der Bemessungsgrundlage sich der Besteuerung entzieht: Immobilienvermögen 20%, Finanzvermögen 24%, Firmenvermögen 13%, andere Vermögenswerte 100%.¹⁵ Schließlich wird in der letzten Variante untersucht, wie sich sehr starkes Ausweichverhalten auf die Aufkommensschätzung auswirkt. Zu diesem Zweck wird bei Finanz- und Firmenvermögen von den doppelten Werten von Bach & Beznoska (2012) ausgegangen (48% bzw. 26%).

Eine Vermögensbesteuerung nach Modell I generiert ein Steueraufkommen von 2,3 Milliarden Euro (Originaldaten), 5 Milliarden Euro (modifizierte Daten ohne Ausweicheffekte) bzw. 3,8 und

¹⁵Hier wird angenommen, dass die relative Bedeutung der einzelnen Vermögenskomponenten im Bereich der mit Hilfe der Pareto-Verteilung neu geschätzten Vermögen am obersten Rand der relativen Bedeutung dieser Komponenten in jenen beobachteten Haushalten entspricht, die im Zuge der Vermögensschätzung aus dem Datensatz entfernt werden. Dies entspricht ca. 10 Beobachtungen pro Implicite.

3,3 Milliarden Euro (modifizierte Daten mit schwachen und starken Ausweicheffekten). Dies bedeutet, dass selbst ein Modell, welches nicht in der Lage wäre, die bestehende Ungleichheit zu verringern, ein substantielles Steueraufkommen generieren würde.

Modell II generiert ein geschätztes Steueraufkommen von 2,9 Milliarden Euro (Originaldaten), 11,2 Milliarden Euro (modifizierte Daten ohne Ausweicheffekte) bzw. 8,8 und 7,7 Milliarden Euro (modifizierte Daten mit schwachen und starken Ausweicheffekten). Die zusätzlichen Progressionsstufen von Modell II führen zu einer Verdoppelung des Steueraufkommens unter Verwendung der adaptierten Daten im Vergleich zu Modell I.

Das Steueraufkommen aus einer allgemeinen Vermögenssteuer basierend auf Modell III beträgt 1,5 Milliarden Euro (Originaldaten). Die Adaptierung der Daten ergibt einen weitaus höheren Betrag, 19 Milliarden Euro, da die Modifikation hauptsächlich sehr hohe Vermögen betrifft. Unter Berücksichtigung von möglichen Ausweicheffekten oder starken Ausweicheffekten beläuft sich das geschätzte Steueraufkommen auf 15 bzw. 13,1 Milliarden Euro.

Modell IV unterscheidet sich mit Spitzensteuersätzen von 60 und 90 Prozent deutlich von den ersten drei Modellen. Wenig verwunderlich fallen somit auch die Steueraufkommen entsprechend hoch aus: 11,2 Milliarden Euro bei HFCS-Originaldaten, 134 Milliarden Euro bei der Variante mit modifizierten Daten und 106 bzw. 92 Milliarden Euro bei den Ausweicheffekt-Szenarien mit angepassten Daten.

Zusammenfassend kann festgehalten werden, dass sich die beachtliche Ungleichheit der Vermögensverteilung in Österreich in beträchtliche Aufkommen einer Vermögenssteuer übersetzt. Konsequenterweise fallen die Aufkommen umso höher aus, je progressiver eine derartige Steuer ausgestaltet ist. Setzt man die in Tabelle 12 unter Verwendung der adaptierten Daten und moderaten Ausweicheffekten errechneten Aufkommen (Spalte 3) in Relation mit dem BIP des Erhebungszeitraums (2017: 369 Milliarden Euro), zeigt sich, dass selbst Modell I ein Aufkommen von rund 1% des BIP generieren würde. Für die Modelle II und III wären dies 2,4% und 4,1% des BIP und für Modell IV würde sich das Aufkommen auf 29% des BIP belaufen. Hierzu sei angemerkt, dass es sich bei den ersten drei Modellen um geschätzte jährliche Aufkommen handelt. Beim vierten Modell ist davon auszugehen, dass die extrem hohen Aufkommen schnell abfallen, nachdem die höchsten Vermögen abgeschöpft wurden.

8 Resümee

Die dritte Welle des HFCS zeigt für Österreich, dass die Vermögenskonzentration beständig hoch bleibt. Die ärmere Hälfte der Republik besitzt lediglich 2,8 Prozent des Nettovermögens, während die reichsten zehn Prozent der Haushalte fast zwei Drittel des Vermögens ihr Eigentum nennen können. Ähnlich wie bei den vorherigen Berichten ergibt die in Kapitel 5 vorgenommene Datenanpassung, dass das reichste Prozent der Haushalte 39 Prozent des Nettovermögens in Österreich besitzt. Diese Konzentration ist auch im internationalen Vergleich hoch: So erfasst die *World Inequality Database* für das vermögendste Prozent der Individuen in den Vereinigten Staaten 2016 einen Anteil von 36 Prozent des Nettovermögens ([World Inequality Database 2020](#)). Für Deutschland berechneten [Schröder et al. \(2020\)](#), dass das reichste Prozent 35 Prozent des

Vermögens besitzt.

Da Vermögen in Österreich derart konzentriert ist, birgt eine etwaige allgemeine Vermögenssteuer ein hohes Aufkommenspotential, wie verschiedene Modelle in Kapitel 7 zeigen. Selbst das rein lineare Modell I könnte trotz berücksichtigter Ausweicheffekte für ein beträchtliches Aufkommen von 3,8 Milliarden Euro sorgen, das entspricht etwa einem Prozent des BIP. Ein moderat progressives Modell II würde bereits ein jährliches Aufkommen von 8,8 Milliarden Euro (2,4% des BIP) generieren. Ein an [Piketty \(2013\)](#) angelehntes Modell (Modell IV) mit einem effektiven Maximalvermögen vom 1.000-fachen Durchschnittsvermögen (rund 318 Millionen Euro) würde der Republik Österreich kurzfristige Einnahmen von über 100 Milliarden Euro beschaffen, womit immerhin mehr als fünfzig Prozent der derzeitigen Staatsausgaben finanziert werden könnten.

Sowohl die erwähnten relativen Anteile als auch die Steueraufkommen beruhen auf den in diesem Bericht adaptierten Daten. Diese Anpassung ist notwendig, da Befragungsdaten gewisse systematische Probleme aufweisen (siehe Abschnitt 2.2) und der HFCS Haushalte in Österreich mit besonders großen Vermögen tendenziell nicht in ausreichendem Maße erfasst. Aufgrund der in Abschnitt 2.4 diskutierten neueren Forschung wurden die Methoden in diesem Bericht im Vergleich zu den bisherigen Berichten angepasst. Die in Kapitel 4 vorgestellten Varianten berücksichtigen sowohl die bisher angewandten Methoden basierend auf [Vermeulen \(2016\)](#), [Eckerstorfer et al. \(2016\)](#) und [Clauset et al. \(2009\)](#) als auch neuere Erkenntnisse von [Blanchet et al. \(2017, 2018\)](#). Die in diesem Bericht favorisierte Pareto-Verteilung zweiten Typs verfügt über eine deutlich höhere Anpassungsgüte und erlaubt eine sich zur Spitze hin verändernde Vermögenskonzentration. Dies stellt methodisch einen deutlichen Fortschritt im Vergleich zu früheren auf der Pareto-Verteilung ersten Typs basierenden Studien dar. Ein detaillierter Vergleich der in der Literatur verwendeten Schätzer existiert bisher nicht und ist Gegenstand weiterführender Forschung.

Obwohl die hier vorgestellte Methode als Fortschritt betrachtet werden kann, bleibt das erwähnte Problem der unzureichend im HFCS repräsentierten österreichischen vermögenden Haushalte bestehen. Statistische Modelle können die mangelnde Datenqualität nie vollständig ausgleichen, d. h. eine bessere Datenlage wäre der in diesem Bericht vorgenommenen Datenanpassung jedenfalls vorzuziehen. Eine zentrale Schlussfolgerung ist daher die Forderung nach hochwertigem Oversampling besonders vermögender Haushalte. Beispielsweise könnte die Vorgehensweise des US-amerikanischen *Survey of Consumer Finances* (SCF) als Vorbild dienen, indem der OeNB entsprechende Einkommenssteuerdaten zur Verfügung gestellt werden. Alternativ könnte [Schröder et al. \(2020\)](#) als Vorbild für ein verbessertes Oversampling im HFCS dienen. Eine verpflichtende Teilnahme wie bei anderen offiziellen statistischen Erhebungen, etwa dem Zensus, könnte zusätzlich zu einer Verbesserung der Datenqualität beitragen.

Literatur

Albacete, N., Thandi Dippenaar, S., Lindner, P. & Wagner, K. (2019), ‘Eurosystem Household Finance and Consumption Survey 2017. Methodological notes for Austria’.

- Arnold, B. C. (2015), *Pareto Distributions*, Taylor & Francis Ltd.
- Aydiner, E., Cherstvy, A. G. & Metzler, R. (2018), ‘Wealth distribution, Pareto law, and stretched exponential decay of money: Computer simulations analysis of agent-based models’, *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications* **490**, 278–288.
- Bach, L., Calvet, L. E. & Sodini, P. (2020), ‘Rich Pickings? Risk, Return, and Skill in Household Wealth’, *American Economic Review* **110**(9), 2703–2747.
- Bach, S. & Beznoska, M. (2012), ‘Aufkommens- und Verteilungswirkungen einer Wiederbelebung der Vermögensteuer’, *DIW Berlin: Politikberatung kompakt* (68).
- Bach, S., Thiemann, A. & Zucco, A. (2018), ‘Looking for the missing rich: Tracing the top tail of the wealth distribution’.
- Beirlant, J., Goegebeur, Y., Segers, J., Teugels, J. & DeWaal, D. (2004), *Statistics of Extremes*, John Wiley & Sons.
- Blanchet, T., Fournier, J. & Piketty, T. (2017), ‘Generalized Pareto curves: theory and applications’.
- Blanchet, T., Garbinti, B., Goupille-Lebret, J. & Martínez-Toledano, C. (2018), Applying Generalized Pareto Curves to Inequality Analysis, in ‘AEA Papers and Proceedings’, Vol. 108, pp. 114–18.
- Bouchaud, J.-P. & Mezard, M. (2000), ‘Wealth condensation in a simple model of economy’, *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications* **282**, 536–545.
- Castillo, E. & Hadi, A. S. (1997), ‘Fitting the generalized Pareto distribution to data’, *Journal of the American Statistical Association* **92**(440), 1609–1620.
- Chatterjee, A. & Chakrabarti, B. K. (2007), ‘Kinetic exchange models for income and wealth distributions’, *The European Physical Journal B* **60**, 135–149.
- Clauset, A., Shalizi, C. R. & Newman, M. E. J. (2009), ‘Power-Law Distributions in Empirical Data’, *SIAM Review* **51**(4), 661–703.
- Coffey, C., Revollo, P. E., Harvey, R., Lawson, M., Butt, A. P., Piaget, K., Sarosi, D. & Thekkudan, J. (2020), ‘Time to care: Unpaid and underpaid care work and the global inequality crisis’.
- Dagum, C. (2006), ‘Wealth distribution models: analysis and applications’, *Statistica* **66**(3), 235–268.
- Das, A. & Yarlagadda, S. (2005), ‘An analytic treatment of the Gibbs-Pareto behavior in wealth distribution’, *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications* **353**, 529–538.

- Dragulescu, A. & Yakovenko, V. M. (2001), ‘Exponential and power-law probability distributions of wealth and income in the United Kingdom and the United States’, *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications* **299**, 213–221.
- ECB (2020), ‘User guide’, *Household Finance and Consumption Survey* .
- Eckerstorfer, P., Halak, J., Kapeller, J., Schütz, B., Springholz, F. & Wildauer, R. (2016), ‘Correcting for the Missing Rich: An Application to Wealth Survey Data’, *Review of Income and Wealth* **62**(4), 605–627.
- Eckerstorfer, P., Halak, J., Kapeller, J., Schütz, B., Springholz, F. & Wildauer, R. (2013), ‘Bestände und Verteilung der Vermögen in Österreich. Verfahren zur Quantifizierung der Spitzenvermögen’.
- Fagereng, A., Guiso, L., Malacrino, D. & Pistaferri, L. (2020), ‘Heterogeneity and persistence in returns to wealth’, *Econometrica* **88**(1), 115–170.
- Ferschli, B., Kapeller, J., Schütz, B. & Wildauer, R. (2018), Bestände und Konzentration privater Vermögen in Österreich: Simulation, Korrektur und Besteuerung, Technical report, Working Paper.
- Fessler, P., Lindner, P. & Schürz, M. (2019), ‘Eurosystem Household Finance and Consumption Survey 2017 for Austria. First results for Austria’.
URL: <https://www.hfcs.at/dam/jcr:6c798d62-f16a-4fc7-8555-9df9042fc836/hfcs-2017-austria-first-results.pdf>
- Fessler, P., Lindner, P. & Schurz, M. (2016), ‘Eurosystem Household Finance and Consumption Survey 2014 – first results for Austria (second wave)’, *OeNB Monetary Policy the Economy* **Q2**, 34–95.
- Groiß, J., Schneebaum, A. & Schuster, B. (2018), ‘Vermögensunterschiede nach Geschlecht in Österreich’, *Wirtschaft und Gesellschaft- WuG* **44**(1), 45–72.
- Hosking, J. R. M. & Wallis, J. R. (1987), ‘Parameter and Quantile Estimation for the Generalized Pareto Distribution’, **29**, 339–349.
- Jenkins, S. P. (2017), ‘Pareto Models, Top Incomes and Recent Trends in UK Income Inequality’, **84**, 261–289.
- Johannesen, N., Langetieg, P., Reck, D., Risch, M. & Slemrod, J. (2020), ‘Taxing hidden wealth: The consequences of US enforcement initiatives on evasive foreign accounts’, *American Economic Journal: Economic Policy* **12**(3), 312–46.
- Jordà, Ò., Knoll, K., Kuvshinov, D., Schularick, M. & Taylor, A. M. (2019), ‘The Rate of Return on Everything, 1870–2015*’, *The Quarterly Journal of Economics* **134**(3), 1225 – –1298.
- Kennickell, A. B. (2017a), ‘Getting to the top: Reaching wealthy respondents in the SCF’, *Statistical Journal of the IAOS* **33**(1), 113–123.

- Kennickell, A. B. (2017b), ‘Try, try again: Response and nonresponse in the 2009 SCF panel’, *Statistical Journal of the IAOS* **33**(1), 203–209.
- Kennickell, A. B. & McManus, D. A. (1993), Sampling for household financial characteristics using frame information on past income, *in* ‘Proceedings of the Section on Survey Research Methods’.
- Kratz, M. & Resnick, S. I. (1996), ‘The qq-estimator and heavy tails’, *Communications in Statistics. Stochastic Models* **12**(4), 699–724.
- Levy, M. & Levy, H. (2003), ‘Investment Talent and the Pareto Wealth Distribution: Theoretical and Experimental Analysis’, *The Review of Economics and Statistics* **85**(3), 709–725.
- Little, R. J. & Rubin, D. B. (2020), *Statistical Analysis with Missing Data*, Vol. 793, Wiley.
- Piketty, T. (2013), *Le capital au XXIe siècle*, Les Livres du nouveau monde, Le Seuil, Paris.
- Rubin, D. (1987), *Multiple imputation for nonresponse in surveys*, John Wiley.
- Schneebaum, A., Rehm, M., Mader, K. & Hollan, K. (2018), ‘The gender wealth gap across European countries’, *Review of Income and Wealth* **64**(2), 295–331.
- Schröder, C., Bartels, C., Göbler, K., Grabka, M. M., König, J. et al. (2020), ‘MillionärInnen unter dem Mikroskop: Datenlücke bei sehr hohen Vermögen geschlossen–Konzentration höher als bisher ausgewiesen’, *DIW Wochenbericht* **87**(29), 511–521.
- Tørsløv, T., Wier, L. & Zucman, G. (2020), ‘The Missing Profits of Nations’.
- Vermeulen, P. (2016), ‘Estimating the top tail of the wealth distribution’, *American Economic Review* **106**(5), 646–50.
- Vermeulen, P. (2018), ‘How fat is the top tail of the wealth distribution?’, *Review of Income and Wealth* **64**(2), 357–387.
- Wold, H. O. & Whittle, P. (1957), ‘A model explaining the Pareto distribution of wealth’, *Econometrica, Journal of the Econometric Society* pp. 591–595.
- World Inequality Database (2020), ‘USA’.
URL: <https://wid.world/country/usa/>
- Zucman, G. (2014), *Steueroasen: Wo der Wohlstand der Nationen versteckt wird*, Suhrkamp Verlag, Berlin.

Anhang I: Ausführungen und Ergänzungen

Ad 2.4: Ergänzungen zu *Generalized Pareto Curves* von [Blanchet et al. \(2017\)](#)

Steuerdaten zur Einkommens- und Vermögensverteilung liegen oft in tabellarischer Form vor. Dies bedeutet, dass das durchschnittliche Vermögen über einer bestimmten Perzentilgrenze bekannt ist – ebenso wie das Vermögen an der Perzentilgrenze. Verteilungsdaten in dieser Form erlauben die Berechnung von invertierten Pareto-Koeffizienten für jeden Tabelleneintrag. Um die gesamte Verteilung beschreiben zu können, schlagen [Blanchet et al. \(2017\)](#) vor, zwischen den aus Steuerdaten berechneten Punkten zu interpolieren, um eine vollständige Funktion $b(p)$ über alle Perzentilgrenzen hinweg zu erhalten. Für die Extrapolierung über den letzten Datenpunkt hinaus wird eine Pareto-Verteilung zweiten Typs verwendet. Die resultierende Funktion nennen sie *Generalised Pareto Curves* (GPC). GPCs verfügen laut den Autor*innen über zumindest drei Vorteile: Erstens setzen GPCs, ebenso wie die GP (und Pareto-II-Verteilung), keine Skalennvarianz voraus und erlauben somit eine flexiblere Modellierung empirischer Verteilungen im Vergleich zu einem Pareto-Typ-I-Modell. Zweitens ermöglicht die weitgehende Abwendung von einer parametrischen Verteilung eine weitere Verbesserung der Anpassungsgüte. Drittens können selbst mit nur wenigen verfügbaren Datenpunkten sehr akkurate GPCs interpoliert werden.

Handelt es sich um Daten aus einer GP-Verteilung ist $b(p)$ wie folgt bestimmt:

$$b(p) = 1 + \frac{\xi\sigma}{(1-\xi)[\sigma + (1-p)^\xi(\mu\xi - \sigma)]} \quad (7)$$

p ist dabei der Perzentil-Rang (*rank*) und $b(p)$ ist der invertierte Pareto-Koeffizient. Handelt es sich um Daten aus einer Pareto-Verteilung ersten Typs, dann gilt $b(p) = \alpha/(\alpha - 1)$ und $b(p)$ ist über die vorhandene Stichprobe hinweg konstant (sofern die gesamte Stichprobe einer Typ-I-Verteilung folgt).

Anhang II: Zusätzliche Abbildungen und Tabellen

Abbildung 6: CCDFs verschiedener Pareto-Verteilungen auf doppelt logarithmierter Skala

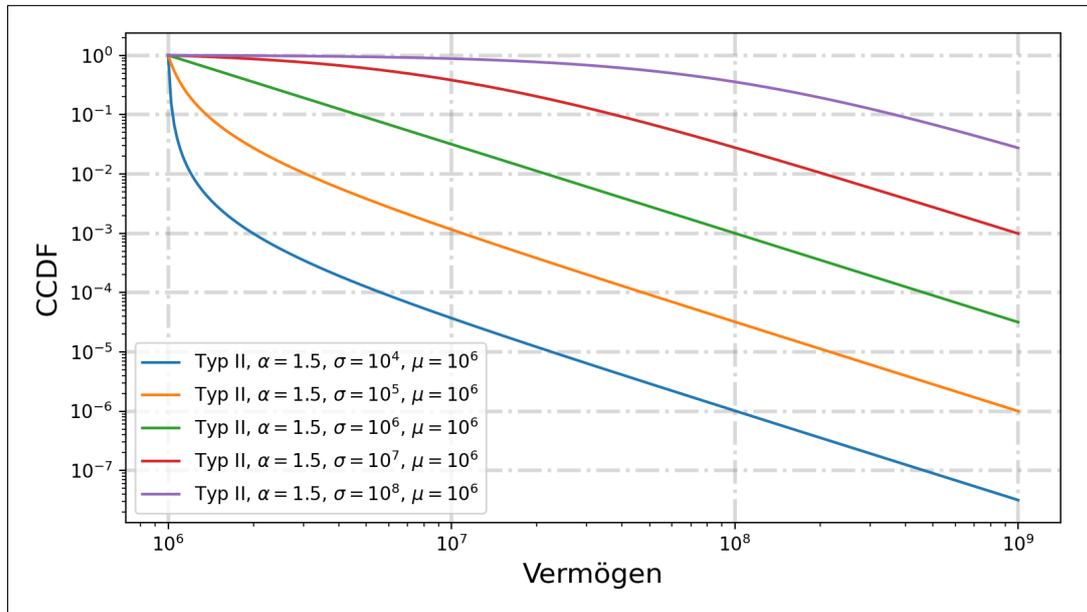


Abbildung 7: CvM-Teststatistiken Typ-I-Pareto-Modell (Variante I)

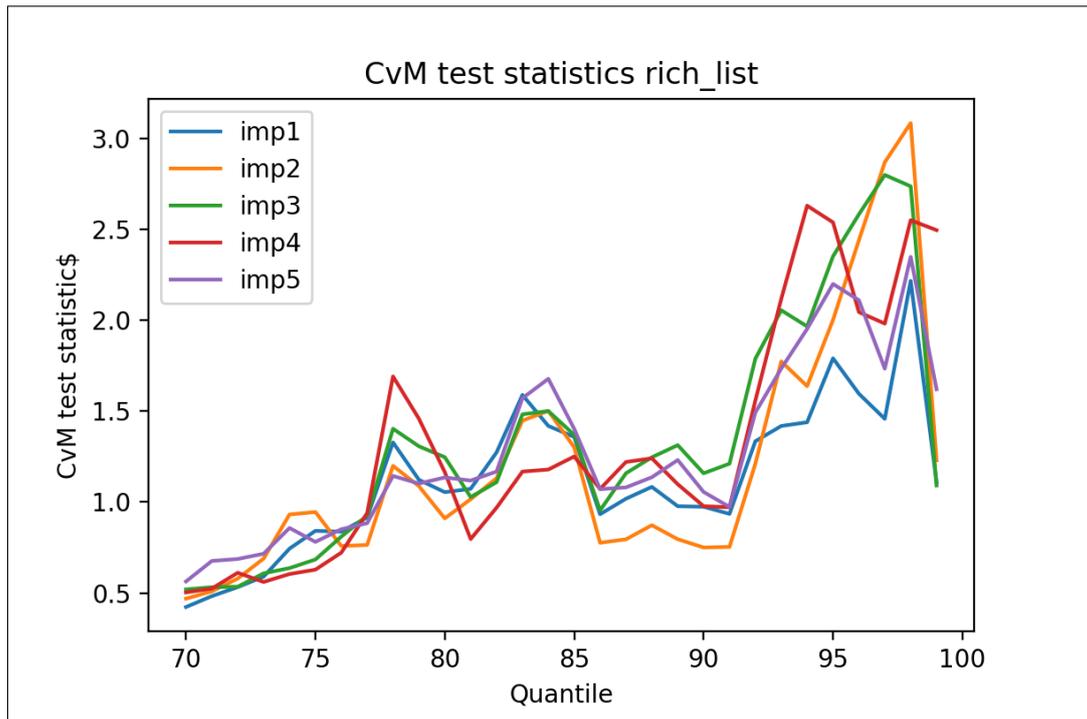


Tabelle 13: Steueraufkommen der Vermögenssteuer-Modelle I-IX

Steuertarif	Vermögensgrenze	Steuersatz	Originaldaten	adaptierte Daten	adapt. Daten (Ausweicheffekte)	adapt. Daten (starke Ausweicheffekte)
Modell I	€1 Mio.	1%	€2,3 Mrd.	€5 Mrd. (4,3-6,4)	€3,8 Mrd. (3,2-4,9)	€3,3 Mrd. (2,8-4,4)
Modell II	€1 Mio. €10 Mio. €100 Mio. €1 Mrd.	1% 2% 3% 4%	€2,9 Mrd.	€11,2 Mrd. (9,9-13,5)	€8,8 Mrd. (7,7-10,6)	€7,7 Mrd. (6,8-9,3)
Modell III	€1 Mio. €10 Mio. €50 Mio. €100 Mio. €500 Mio. €1 Mrd.	0,5% 1% 2,5% 5% 7,5% 10%	€1,5 Mrd.	€19 Mrd. (17,1-20,9)	€15 Mrd. (13,6-16,4)	€13,1 Mrd. (11,9-14,2)
Modell IV	Ø x 0,5 Ø x 2 Ø x 5 Ø x 10 Ø x 100 Ø x 1.000 Ø x 10.000	0,1% 1% 2% 5% 10% 60% 90%	€11,2 Mrd.	€134,2 Mrd. (124,9-136,6)	€105,5 Mrd. (98,4-106,4)	€91,5 Mrd. (85,5-91,8)
Modell V	€0.5 Mio.	1%	€3,6 Mrd.	€6,3 Mrd. (5,6-7,7)	€4,7 Mrd. (4,1-5,9)	€4,1 Mrd. (3,6-5,2)
Modell VI	€1 Mio. €10 Mio. €50 Mio. €100 Mio. €500 Mio. €1 Mrd.	0,5% 1% 2% 3% 4% 5%	€1,5 Mrd.	€10,9 Mrd. (9,8-12,5)	€8,6 Mrd. (7,7-9,8)	€7,6 Mrd. (6,8-8,6)
Modell VII	€1 Mio. €50 Mio. €100 Mio. €1 Mrd.	1% 2% 3% 4%	€2,4 Mrd.	€10,5 Mrd. (9,3-12,3)	€8,2 Mrd. (7,2-9,7)	€7,2 Mrd. (6,3-8,5)
Modell VIII	€700.000 €2 Mio. €3 Mio.	0,5% 1% 1,5%	€2,8 Mrd.	€6,7 Mrd. (5,8-8,7)	€5,3 Mrd. (4,5-6,8)	€4,6 Mrd. (3,9-6)
Modell IX	€1 Mio. €10 Mio.	0,5% 1%	€1,5 Mrd.	€4 Mrd. (3,5-5,1)	€3,2 Mrd. (2,7-4)	€2,8 Mrd. (2,4-3,5)

Werte in Klammern drücken die statistische Schwankungsbreite der Aufkommensschätzer aus (jeweils in Mrd. Euro). Analog zur Methode „Rang“ in Tabelle 11.

Tabelle 14: Durchschnittliches Vermögen in Euro je Perzentil

Perz.	orig.	adapt.	Perz.	orig.	adapt.	Perz.	orig.	adapt.
100	5.836.238	12.542.037	67	208.080	208.420	33	21.438	21.459
99	1.770.352	1.792.934	66	200.267	200.468	32	19.860	19.885
98	1.332.780	1.348.776	65	191.971	192.193	31	18.677	18.691
97	1.073.602	1.082.796	64	183.992	184.224	30	17.385	17.401
96	929.024	934.887	63	174.863	175.105	29	16.099	16.125
95	817.614	821.417	62	165.313	165.564	28	14.877	14.891
94	729.201	732.480	61	157.474	157.666	27	13.997	14.004
93	657.257	660.688	60	150.946	151.169	26	13.166	13.174
92	587.942	590.405	59	143.755	143.968	25	12.263	12.273
91	541.232	542.513	58	134.698	134.869	24	11.382	11.398
90	511.415	512.121	57	125.725	125.884	23	10.363	10.379
89	480.038	480.738	56	117.372	117.563	22	9.498	9.510
88	451.052	452.115	55	110.502	110.734	21	8.802	8.809
87	428.540	429.550	54	104.700	104.900	20	8.055	8.060
86	409.392	410.020	53	99.005	99.178	19	7.205	7.209
85	394.216	394.858	52	92.432	92.558	18	6.620	6.626
84	378.466	379.133	51	85.857	86.012	17	5.874	5.886
83	360.642	361.237	50	80.707	80.859	16	5.228	5.232
82	343.941	344.477	49	75.060	75.238	15	4.523	4.526
81	330.598	330.969	48	68.682	68.824	14	3.961	3.962
80	320.450	320.757	47	62.926	63.024	13	3.367	3.371
79	311.977	312.233	46	56.743	56.848	12	2.943	2.950
78	300.906	301.469	45	52.757	52.825	11	2.295	2.300
77	288.414	288.774	44	48.979	49.062	10	1.749	1.750
76	278.822	279.130	43	44.895	44.930	9	1.278	1.278
75	271.066	271.327	42	40.977	41.035	8	924	923
74	263.166	263.377	41	37.252	37.326	7	566	566
73	254.583	254.869	40	34.220	34.269	6	229	230
72	246.935	247.144	39	32.033	32.068	5	4	5
71	240.095	240.269	38	30.212	30.236	4	-426	-420
70	233.870	234.056	37	28.425	28.451	3	-2.388	-2.377
69	226.860	227.020	36	26.878	26.902	2	-8.919	-8.919
68	217.883	218.067	35	24.949	24.981	1	-100.168	-100.168
			34	22.973	23.012			

Das durchschnittliche Nettovermögen je Perzentil wurde auf Basis der originalen HFCS-Daten berechnet (Spalten orig.) sowie auf Basis der mit Hilfe der Pareto-Typ-II-Verteilung adaptierten Daten (Spalte adapt.). Quelle: HFCS und eigene Berechnungen.

Tabelle 15: Perzentilgrenzen in Euro

Perz.	orig.	adapt.	Perz.	orig.	adapt.	Perz.	orig.	adapt.
100	2.132.226	2.157.839	67	203.616	203.867	33	20.760	20.778
99	1.531.190	1.547.960	66	196.945	197.282	32	19.391	19.396
98	1.184.310	1.192.364	65	187.823	188.113	31	17.923	17.925
97	999.138	1.000.804	64	180.209	180.551	30	16.792	16.795
96	872.378	877.020	63	170.101	170.221	29	15.465	15.575
95	771.932	774.448	62	161.131	161.188	28	14.425	14.425
94	696.427	700.629	61	154.489	154.976	27	13.556	13.567
93	629.523	630.579	60	147.657	147.763	26	12.757	12.760
92	561.619	564.178	59	139.740	140.055	25	11.924	11.932
91	526.036	526.494	58	130.418	130.637	24	10.886	10.910
90	494.952	495.774	57	120.831	121.095	23	9.947	9.956
89	466.109	467.541	56	114.319	114.440	22	9.120	9.136
88	440.621	441.375	55	107.641	107.810	21	8.443	8.450
87	416.376	417.476	54	102.244	102.276	20	7.727	7.732
86	403.350	404.307	53	95.785	95.901	19	6.929	6.926
85	387.145	387.359	52	89.360	89.443	18	6.308	6.328
84	370.281	370.414	51	82.896	83.086	17	5.549	5.549
83	351.823	352.395	50	78.435	78.585	16	4.853	4.853
82	337.577	338.284	49	71.805	71.960	15	4.200	4.206
81	326.279	326.793	48	65.664	65.805	14	3.700	3.701
80	316.543	316.693	47	59.891	60.019	13	3.138	3.138
79	308.121	308.450	46	54.491	54.536	12	2.696	2.700
78	293.445	293.580	45	51.226	51.312	11	2.015	2.020
77	283.308	283.728	44	46.917	46.953	10	1.488	1.488
76	274.995	275.191	43	43.107	43.127	9	1.114	1.111
75	267.309	267.578	42	39.130	39.210	8	744	744
74	259.018	259.183	41	35.409	35.490	7	428	428
73	250.896	251.222	40	32.997	33.033	6	51	51
72	243.829	243.982	39	31.125	31.143	5	0	0
71	236.715	237.064	38	29.306	29.349	4	-1.039	-1.039
70	230.841	231.040	37	27.713	27.745	3	-4.186	-4.186
69	223.006	223.078	36	25.863	25.891	2	-15.363	-15.363
68	213.069	213.242	35	24.021	24.054	1	-636.573	-636.573
			34	22.188	22.210			

Die hier angegebenen Perzentilgrenzen repräsentieren den kleinsten Nettovermögenswert, der in das jeweilige Perzentil fällt. Für das 1. Perzentil handelt es sich somit um das Minimum im Datensatz. Die Perzentilgrenzen wurden auf Basis der originalen HFCS-Daten berechnet (Spalten orig.) sowie auf Basis der mit Hilfe der Pareto-Typ-II-Verteilung adaptierten Daten (Spalte adapt.). Quelle: HFCS und eigene Berechnungen.

Tabelle 16: Gesamtvermögen in Millionen Euro je Perzentil

Perz.	orig.	adapt.	Perz.	orig.	adapt.	Perz.	orig.	adapt.
100	223.864	486.738	67	8.211	8.165	33	851	848
99	70.313	70.193	66	7.784	7.909	32	766	771
98	52.338	52.701	65	7.604	7.546	31	736	739
97	42.368	42.793	64	7.221	7.235	30	689	685
96	36.175	36.601	63	6.864	6.934	29	639	637
95	31.952	32.386	62	6.574	6.507	28	578	586
94	28.959	28.369	61	6.165	6.193	27	553	554
93	25.628	26.362	60	5.959	5.900	26	518	516
92	23.159	23.103	59	5.639	5.753	25	480	479
91	21.439	21.643	58	5.301	5.341	24	451	451
90	19.695	20.067	57	4.901	4.877	23	406	406
89	19.323	18.890	56	4.680	4.628	22	375	378
88	17.636	17.592	55	4.355	4.320	21	345	347
87	16.910	16.972	54	4.051	4.117	20	318	317
86	16.055	16.068	53	3.920	3.919	19	280	284
85	15.703	15.650	52	3.641	3.704	18	264	258
84	14.708	15.049	51	3.398	3.296	17	230	233
83	14.276	14.062	50	3.176	3.221	16	205	207
82	13.550	13.631	49	2.968	2.973	15	178	178
81	13.001	13.044	48	2.649	2.698	14	154	155
80	12.593	12.584	47	2.499	2.477	13	134	132
79	12.280	12.363	46	2.222	2.256	12	116	116
78	11.853	11.748	45	2.091	2.052	11	90	92
77	11.359	11.405	44	1.924	1.960	10	69	69
76	10.906	10.902	43	1.755	1.768	9	50	51
75	10.701	10.654	42	1.641	1.613	8	36	36
74	10.266	10.434	41	1.441	1.456	7	22	22
73	10.029	9.875	40	1.356	1.342	6	9	9
72	9.730	9.965	39	1.263	1.285	5	0	0
71	9.518	9.358	38	1.186	1.182	4	-17	-16
70	9.113	9.205	37	1.113	1.114	3	-94	-94
69	8.905	9.018	36	1.057	1.061	2	-351	-351
68	8.674	8.523	35	988	974	1	-3.995	-3.993
			34	899	911			

Das aggregierte Nettovermögen je Perzentil wurden auf Basis der originalen HFCS-Daten berechnet (Spalten orig.) sowie auf Basis der mit Hilfe der Pareto-Typ-II Verteilung adaptierten Daten (Spalte adapt.). Quelle: HFCS und eigene Berechnungen.

Die Autoren:

Ines Heck ist Ökonomin und Doktorandin an der Universität Greenwich. Sie beschäftigt sich mit Vermögens- und Einkommensverteilung, feministischer Ökonomik und Theoriegeschichte.

Jakob Kapeller ist Professor für Sozioökonomie mit Schwerpunkt Plurale Ökonomik an der Universität Duisburg-Essen und Leiter des Instituts für die Gesamtanalyse der Wirtschaft an der Universität Linz. Er fungiert als Herausgeber des Heterodox Economics Newsletter und forscht transdisziplinär zu ökonomischem und sozialem Wandel, Geschichte des politischen und ökonomischen Denkens sowie Philosophie der Sozialwissenschaften.

Rafael Wildauer ist Senior Lecturer an der Universität Greenwich in London. Er forscht am Institute for Political Economy, Governance, Finance and Accountability zu den Schwerpunkten Polarisierung der Einkommens- und Vermögensverteilung, Immobilienpreise und Haushaltsverschuldung.

<p>„Materialien zu Wirtschaft und Gesellschaft“ Die Working Paper-Reihe der AK Wien</p>
--

sind unregelmäßig erscheinende Hefte, in denen aktuelle Fragen der Wirtschaftspolitik behandelt werden. Sie sollen in erster Linie Informationsmaterial und Diskussionsgrundlage für an diesen Fragen Interessierte darstellen.

Ab Heft 80 sind die Beiträge auch als pdf-Datei zum Herunterladen im Internet

<http://wien.arbeiterkammer.at/service/studien/MaterialienzuWirtschaftundGesellschaft/index.html>

Heft 186	Xavier Timbeau u. a.	The Imperative of Sustainability: Economic, social, environmental. Independent Annual Sustainable Economy Survey (formerly iAGS), März 2019
Heft 187	Michael Peneder u. a.	Stand der Digitalisierung in Österreich, Februar 2019
Heft 188	Sarah M. Tesar	Populismus und Wirtschaftspolitik: Die wirtschaftspolitische Programmatik populistischer Parteien in Südeuropa, April 2019
Heft 189	Romana Brait u. a.	Keine Transparenz, Investitionen in Arbeit, Klima und gerechte Verteilung fehlen. AK-Analyse des Stabilitätsprogramms, April 2019
Heft 190	Dietmar Aigner u. a.	Digitale Transformation im Steuerrecht; Juni 2019
Heft 191	Schratzenstaller u. a.	Die Auswirkungen der gemeinsamen konsolidierten Körperschaftsteuer-Bemessungsgrundlage auf Österreich, Juli 2019
Heft 192	Susanne Forstner u. a.	Makroökonomische Auswirkungen von Reformoptionen für eine Senkung der Körperschaftsbesteuerung, Juli 2019
Heft 193	Vasily Astrov u. a.	Die Lohnentwicklung in den Westbalkanländern, Moldau und der Ukraine, August 2019
Heft 194	Adi Buxbaum u. a.	Wohlstandsbericht 2019, Oktober 2019
Heft 195	Christoph Scherrer	Trumps neues Handelsabkommen mit Mexiko: Besserer Schutz für ArbeiterInnen?, November 2019
Heft 196	Reinhold Russinger	Volkswirtschaftliche Gesamtrechnung 1995 bis 2018, Jänner 2020
Heft 197	Stefan Jestl u. a.	Distributional National Austria (DINA) for Austria 2004-2016, März 2020
Heft 198	Georg Adam	Zur Dynamik der Arbeitsbeziehungen in vier EU-Mitgliedsländern, März 2020
Heft 199	Georg Adam u.a.	Ist Zeit das neue Geld? Arbeitszeitverkürzung in österreichischen Kollektivverträgen, März 2020
Heft 200	Georg Feigl u. a.	Budget 2020: Schritte zur Überwindung der Corona Krise, Mai 2020
Heft 201	Julia Hofmann u. a.	Gerechtigkeits-Check: Wie fair findet Österreich die Einkommens- und Vermögensverteilung? Juli 2020
Heft 202	Gerald Gogola	Arbeitsplatzschaffende und personenbezogene Förderungen in Österreich und Deutschland – Ein Vergleich, September 2020
Heft 203	Michael Mesch	Der kollektivvertragliche Deckungsgrad in 24 europäischen Ländern 2000-2017, September 2020
Heft 204	Jana Schultheiß u. a.	Wohlstandsbericht 2020, September 2020
Heft 205	Georg Feigl u.a.	Zu spät, zu wenig, nicht ausreichend fokussiert. Budgetpolitik in der CORONA-Krise. Analyse des Bundesvorschlags 2021 und darüber hinaus, November 2020
Heft 206	Ines Heck u.a.	Vermögenskonzentration in Österreich – Ein Update auf Basis des HFCS 2017, November 2020

Eigentümer, Verleger, Herausgeber und Vervielfältiger: Kammer für Arbeiter und Angestellte für Wien; alle: 1041 Wien, Prinz Eugen-Straße 20-22, Postfach 534



978-3-7063-0850-2