

Ferschli, Benjamin; Kapeller, Jakob; Schütz, Bernhard; Wildauer, Rafael

Article

Bestände und Konzentration privater Vermögen in Österreich 2014/2015

Wirtschaft und Gesellschaft (WuG)

Provided in Cooperation with:

Kammer für Arbeiter und Angestellte für Wien

Suggested Citation: Ferschli, Benjamin; Kapeller, Jakob; Schütz, Bernhard; Wildauer, Rafael (2017) : Bestände und Konzentration privater Vermögen in Österreich 2014/2015, Wirtschaft und Gesellschaft (WuG), ISSN 0378-5130, Kammer für Arbeiter und Angestellte für Wien, Wien, Vol. 43, Iss. 4, pp. 499-533

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/333003>

Standard-Nutzungsbedingungen:

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

Terms of use:

Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.

You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.

If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.

BEGUTACHTETER ARTIKEL**Bestände und Konzentration privater Vermögen in Österreich 2014/2015***

**Benjamin Ferschli, Jakob Kapeller, Bernhard Schütz,
Rafael Wildauer**

1. Einleitung und Forschungsfrage

Ein präziser Wissenstand über die Bestände und Verteilung der privaten Vermögen einer Volkswirtschaft ist nicht nur Ausgangspunkt wirtschaftspolitischer Richtungsentscheidungen, sondern leistet auch einen wesentlichen Beitrag zum wissenschaftlichen und öffentlichen Diskurs, der so transparenter und objektiver geführt werden kann. Aus akademischer Sicht ist derartige Wissen zentral für die Beurteilung und Diskussion unterschiedlicher ökonomischer Theorien und Modelle, während in praktischer Hinsicht Fragen nach den sozialen Folgen der Vermögensungleichheit oder möglichen Steueraufkommen relevant erscheinen. Besondere Bedeutung gewinnt diese Fragestellung vor dem Hintergrund sukzessive steigender Ungleichheit im Bereich der Vermögen und Einkommen und ihren sozialen Folgen, wobei die jüngere Forschung vor allem die negativen Effekte zunehmender Ungleichverteilung von Vermögenswerten betont.¹ Vor diesem Hintergrund haben Fragen der Verteilung auch in der internationalen Debatte massiv an Bedeutung gewonnen. So konstatierte jüngst der Internationale Währungsfonds (2015, S. 5), dass zunehmende Ungleichheit mit negativen Folgen einhergeht:

„Widening inequality [...] has significant implications for growth and macroeconomic stability, it can concentrate political and decision making power in the hands of a few, lead to a suboptimal use of human resources, cause investment-reducing political and economic instability, and raise crisis risk.“

Trotz der großen praktischen Relevanz von Verteilungsdaten war das akademische und statistische Interesse an deren Erhebung lange relativ

* Eine ausführliche Version der Studie erschien als „Materialien zu Wirtschaft und Gesellschaft“ Nr. 167/2017. Der spezielle Dank der Autoren gilt Stefan Steinerberger für seine wertvollen Hinweise im Rahmen der Erstellung dieser Arbeit.

schwach ausgeprägt, sodass bis vor wenigen Jahren kaum verlässliche Daten zur Vermögensverteilung in entwickelten Ländern aufzufinden waren. Der Arbeit einzelner Forscher zum Trotz² hat das Interesse an Erhebungen zur Vermögensverteilung erst in den letzten Jahren – wesentlich bedingt durch die Finanzkrise und ihre Folgen – zugenommen. Die Gründe für eine solche verstärkte Aufmerksamkeit gehen dabei über die Rolle von Vermögensungleichheit als eine Ursache der Finanzkrise hinaus und betreffen auch allgemeinere Fragen, etwa jene nach dem Zusammenhang zwischen dem Ausmaß und der Verteilung privater Vermögensbestände und der allgemeinen wirtschaftlichen Entwicklung. Für die konkrete empirische Befassung mit privaten Vermögensbeständen und deren Verteilung gilt dabei selbstverständlich, dass unser Verständnis aktueller ökonomischer Konstellationen immer nur so gut sein kann wie die uns zur Verfügung stehenden Daten. An diesem Punkt setzt daher auch die vorliegende Studie zu den Beständen und der Verteilung der privaten Vermögen in Österreich an.

Trotz zahlreicher Verbesserungen in den letzten Jahren besteht auf der Ebene der Daten zur Vermögensverteilung weiterhin das Problem fehlender vollständiger Transparenzmechanismen auf nationaler und internationaler Ebene. So existiert zwar eine Zahl unterschiedlicher Datensätze, basierend auf unterschiedlichen Erhebungsgrößen und -methoden, es fehlt aber weiterhin an einer vollständig normierten, harmonisierten und international vergleichbaren Datengrundlage. Die wichtigsten Anlaufstellen zu Vermögensdaten sind Eurostat, nationale Statistikinstitute, die „Luxembourg Wealth Study Database“, die „World Wealth and Inequality Database“, der „Survey of Consumer Finances“ (SCF) und der „Household Finance and Consumption Survey“ (HFCS) des Europäischen Zentralbankensystems. Gerade letztere Erhebung leistet einen wichtigen Beitrag zur Objektivierung und besseren Vergleichbarkeit privater Vermögen im europäischen Wirtschaftsraum. Der von der Europäischen Kommission initiierte HFCS wurde erstmals im Jahre 2013 publiziert und stellt die bislang umfassendste Erhebung von Vermögen im europäischen Raum dar. Die teilweise Harmonisierung der Erhebung, die von den teilnehmenden Nationalbanken durchgeführt wurde, erlaubt es, die Daten für internationale Vergleiche heranzuziehen. Darüber hinaus bietet der HFCS für die meisten Mitgliedsländer die einzige bzw. umfassendste Datenbasis zur Analyse privater Vermögen. Eine zweite Welle des HFCS, die 2016 veröffentlicht wurde, schließt an die Zielsetzung der ersten Welle an und beinhaltet Verbesserungen der Erhebungsmethoden sowie eine Erweiterung der teilnehmenden Länder.³

Obwohl der HFCS eine vergleichsweise solide Basis für die Schätzung von Vermögensbeständen und deren Verteilung bildet, ist auch er von den generellen statistischen Problemen umfragebasierter Vermögensschätz-

zungen betroffen. Diese bestehen vor allem in einer unzureichenden Erfassung der Spitze der Vermögensverteilung sowie in selektiven Antwortverweigerungen. Generell gilt, dass Vermögensverteilungen einen „*fat tail*“ aufweisen, also dass (besonders) reiche Haushalte zwar nur sehr selten vorkommen (und daher zumeist nicht Teil der Zufallsstichprobe sind), aber einen großen Einfluss auf die finalen Schätzwerte nehmen. Diese Problematik der Erfassung der Haushalte am oberen Rand der Verteilung (*non-observation bias*⁴) führt dabei in den meisten Fällen zu einer Unterschätzung der Größe und Ungleichverteilung der tatsächlichen Vermögensbestände.⁵ Eine zweite Quelle von Unsicherheit in den HFCS-Daten bildet die Möglichkeit selektiver Antwortverweigerungen (*non-response bias*) – also, dass reichere Haushalte eher dazu tendieren, eine Teilnahme an der Befragung zu verweigern.⁶ Theoretisch können beide Formen der Verzerrung durch ein gezieltes „*oversampling*“ besonders vermögender Haushalte kompensiert werden – allerdings wurde im Zuge der Erhebung der österreichischen HFCS-Daten kein derartiges *Oversampling*-Verfahren eingesetzt.⁷ Diese beiden Einflussfaktoren stellen daher ein Problem für die Verwendung der Daten der HFCS zur Bestimmung der Bestände und Verteilung der österreichischen Privatvermögen dar. Die vorliegende Untersuchung versucht diese Schwächen mit Hilfe eines geeigneten statistischen Verfahrens zumindest teilweise zu kompensieren.

Die vorliegende Arbeit zielt darauf ab, eine realistischere Schätzung des Vermögens der privaten Haushalte zu erzielen, wobei angenommen wird, dass der oberste Rand (d. h. die Verteilung der reichsten Vermögen) einer Pareto-Verteilung folgt. Die Arbeit baut auf der von Eckerstorfer et al. (2013, 2016) vorgeschlagenen Methode auf und entwickelt diese weiter, um auch das Problem des *non-response bias* zu berücksichtigen, das in Eckerstorfer et al. (2013, 2016) außer Acht gelassen wurde.

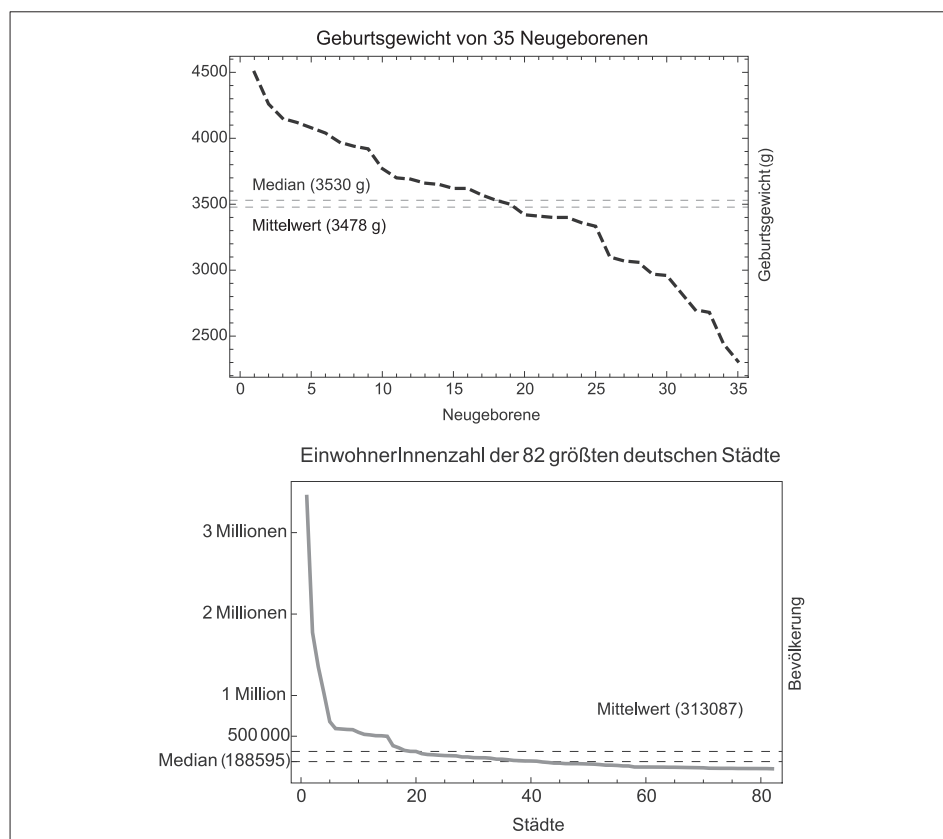
2. Methodisches Vorgehen

Die meisten konventionellen statistischen Verfahren – darunter auch das Verfahren der (stratifizierten) Zufallsziehung und Randomisierung, das dem HFCS zugrunde liegt – gehen von Variablen als Standardfall aus, die so verteilt sind, dass die Abweichungen zwischen geschätztem und wahren Wert grob einer Normalverteilung folgen. Eine allgemeine Herausforderung der Sozialstatistik ist dabei, dass viele Variablen von gesellschaftlicher Relevanz einer solchen Annahme nicht genügen, sondern davon abweichende statistische Eigenschaften aufweisen. Eine im sozialen Raum häufig auftretende Verteilung ist dabei die Potenzverteilung (auch: Zipf'sche Verteilung, in der Ökonomie und im Folgenden als „Pareto-Verteilung“ bezeichnet), die etwa geeignet ist, Worthäufigkeiten in Tex-

ten, die Größenverteilung von Städten oder die Verteilung der Anzahl verkaufter Bestseller statistisch abzubilden.⁸ Der Wert der Pareto-Verteilung liegt dabei vor allem darin, dass diese imstande ist, den oberen Rand der relevanten Verteilungen statistisch zu beschreiben – ein Umstand, der insofern von Interesse ist, als Messwerte an der Spitze der jeweiligen Skala einen besonders großen Einfluss auf die finalen Schätzwerte nehmen. Genau diese Eigenschaft – und der Umstand, dass Vermögen in entwickelten Gesellschaften zumeist einer solchen Pareto-Verteilung folgen – macht die Pareto-Verteilung auch für die ökonomische Verteilungsforschung zu einem besonders wertvollen Instrument.

Zur besseren Illustration zeigt Abbildung 1 eine normalverteilte Variable (links oben) im Vergleich zu drei Variablen, deren oberer Rand einer Potenzverteilung folgt, wobei die Messwerte jeweils vom größten zum kleinsten Wert sortiert sind. Die Normalverteilung zeichnet sich dadurch aus, dass die Werte einer Variable relativ stark rund um den Mittelwert konzentriert liegen. Ausreißer sind sehr unwahrscheinlich, und Rück-

Abbildung 1: Vergleich einer normalverteilten Variable (schwarz) mit

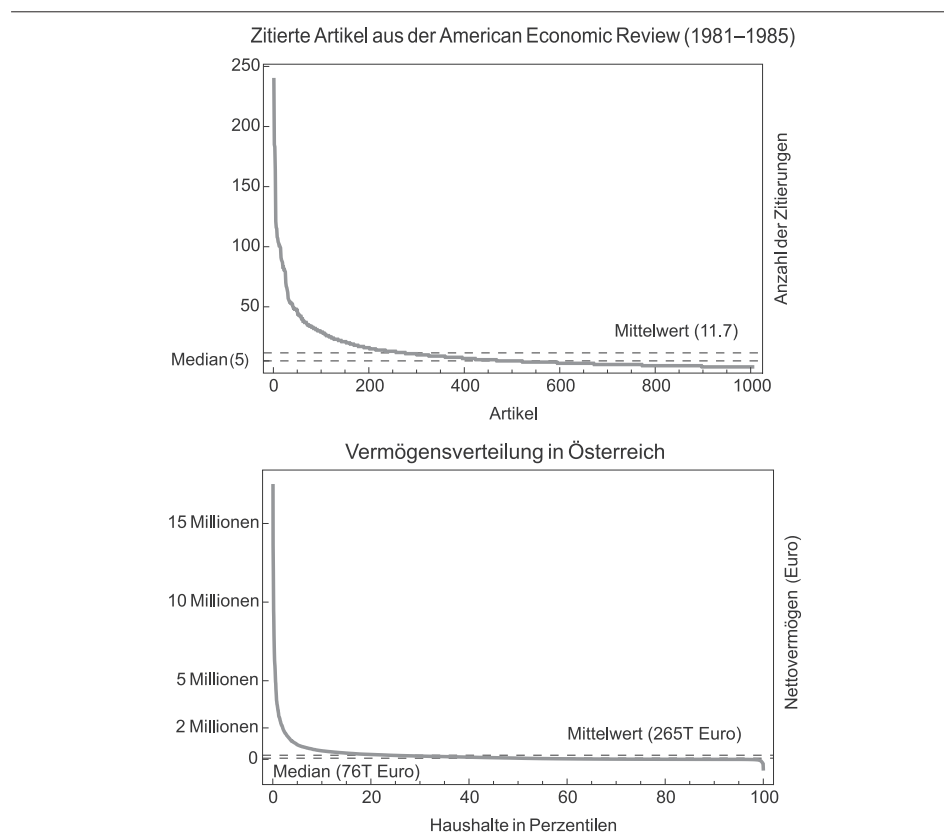


schlüsse auf die Population sind schon mit relativ kleinen Zufallsstichproben möglich.

An Abbildung 1 lassen sich daher einige wesentliche Unterschiede zwischen normalverteilten Variablen und Variablen, die an der Spitze einer Potenzverteilung folgen, festmachen: Erstens zeigen normalverteilte Variablen relativ kontinuierliche Steigerungsraten, während potenzverteilte Variablen starke Diskontinuitäten aufweisen. Zweitens liegen Mittelwert und Median bei annähernd normalverteilten Variablen üblicherweise nah beieinander, während bei potenzverteilten Größen der Mittelwert den Median zumeist um ein Vielfaches übersteigt. Die Relation von Mittelwert und Median kann dabei auch als ein erstes grobes Verteilungsmaß herangezogen werden. Drittens ist die Streuung der Messwerte bei Potenzverteilungen typischerweise weitaus größer, ein Effekt, der wesentlich durch den oberen Rand der Verteilung bestimmt ist.

Eine der möglichen theoretischen Ursachen für die Häufung solcher Potenzverteilungen im sozialen Raum liegt dabei in der Theorie kumulativer

drei Variablen, deren oberer Rand einer Potenzverteilung folgt (grau)



Effekte, nach der bestehende Stärken (bestehende Vermögen, bestehendes akademisches Prestige, bestehende urbane Vielfalt) auch höhere Wachstumsraten nach sich ziehen⁹ – ein Ansatz, der auch für die Theorie der Vermögensbildung relevant erscheint,¹⁰ in der vorliegenden Arbeit aber nicht weiter verfolgt werden kann.

Grundsätzlich beschreibt eine Pareto-Verteilung also ein Potenzgesetz das in vielen natur- und sozialwissenschaftlichen Fragestellungen zur Anwendung kommt und auch für die Vermögensforschung von zentraler Relevanz ist. In den meisten empirischen Vermögensverteilungen zeigt sich eine entsprechende Konzentration von wenigen, hohen Vermögenswerten am oberen Rand, die mittels einer Pareto-Verteilung näherungsweise beschrieben werden können. Die Verteilungsfunktion Letzterer sieht folgendermaßen aus:

$$F(x) = \Pr(X \leq x) = 1 - \left(\frac{m}{x}\right)^\alpha \quad \forall x \geq m \quad (1)$$

Hier steht x für das gemessene Nettovermögen eines Haushaltes. Der Parameter m ist der Schwellenwert, ab dem die Verteilung der Nettovermögen einer Pareto-Verteilung folgt. Der Formparameter α (das sogenannte „Pareto-Alpha“) beschreibt schließlich die genaue Form dieser Verteilung.

Die Annahme der Pareto-Verteilung des oberen Randes der Vermögen wird dabei im Folgenden aufrechterhalten, da die Pareto-Verteilung nicht nur denselben Erkenntnisgewinn wie konkurrierende Verteilungsannahmen bringt, sondern darüber hinaus mit weniger Annahmen einhergeht, robustere Ergebnisse liefert und daher im wissenschaftlichen Diskurs stärker etabliert ist. Jüngere Studien, die eine Pareto-Verteilung zur Schätzung des obersten Vermögenssegments herangezogen haben, inkludieren u. a. Atkinson (2006), Cowell (2009) und Klass et al. (2006).

2.1 Datenquelle und Erhebung

Datengrundlage der vorliegenden Arbeit ist die mit Dezember 2016 veröffentlichte zweite Welle des HFCS. Beide Wellen folgen einem international standardisierten Erhebungsverfahren.¹¹ Im Fall von Österreich hat sich der Erhebungszeitraum über neun Monate, von Juni 2014 bis Februar 2015, erstreckt (vgl. Welle I: 09/10-05/11). Beide Wellen wurden durch die Oesterreichische Nationalbank (OeNB) unter Mitarbeit des Instituts für empirische Sozialforschung (IFES) erhoben. Die Stichprobe für Österreich umfasst 2.997 Beobachtungen, im Vergleich zu 2.380 aus Welle I, und repräsentiert rund 3,9 Mio. Haushalte. Eine Beobachtung aus dieser Stichprobe entspricht einem Haushalt, dessen Vermögenswerte von einer KompetenzträgerIn¹² im Laufe eines Interviews beschrieben worden ist.

Die „Repräsentativität“ der so erhobenen Haushaltswerte für die Gesamtpopulation wird durch die von der OeNB zugewiesene Gewichtung dargestellt. Methodisch relevant ist hier noch die Verwendung von multipler Imputation in der Datenerhebung durch die OeNB. Dies bedeutet, dass fehlende Datenpunkte aus dem Zusammenhang anderer Datenpunkte geschätzt werden. Diese Methode hilft dabei, einzelne ausgelassene Werte (*item non-response*) zu ergänzen, erfordert aber die Generierung mehrerer ähnlicher Datensätze, so genannte Imputationen, um die im Schätzverfahren auftretenden statistischen Unsicherheiten adäquat abzubilden. Für die Generierung von Schätzwerten müssen dabei alle Imputationen berücksichtigt werden.¹³ Der publizierte Datensatz zur zweiten Welle des HFCS umfasst fünf derartige Imputationen. Strukturelle Probleme der umfragebasierten Vermögensschätzung, wie *non-response* oder *non-observation*, werden durch das Imputationsverfahren *nicht* korrigiert. In Tabelle 1 sind ausgewählte Erhebungsindikatoren der HFCS-Wellen I und II für Österreich zum Vergleich dargestellt.

Tabelle 1: Eckdaten zur HFCS-Erhebung in Österreich – Welle I und Welle II

HFCS-Erhebung	Nettostichprobe	repräsentierte Haushalte	Antwortrate	Verweigerungsrate	Oversampling-Rate der Top 10%
Welle I	2.380	3.773.956	55,7%	39,6%	1
Welle II	2.997	3.862.526	49,8%	44,1%	-7

Quellen: ECB (2016a) 35, 39, 43; ECB (2013) 38, 41, 45.

Während sich die Größe der Nettostichprobe und die dadurch repräsentierten Haushalte kaum geändert haben, hat sich im Zuge der zweiten Wellen des HFCS die Antwortrate (*response rate*), also der Anteil jener Personen, die auf die Befragungsanfrage reagiert haben, weiter verringert. Parallel dazu hat die Verweigerungsrate (*refusal rate*), also der Anteil von Personen, die erfolgreich kontaktiert wurden, dann aber nicht an der Befragung teilgenommen bzw. es abgelehnt haben, Auskunft über ihre Vermögen zu geben, zugelegt. Antwortverweigerungen sind dabei insofern problematisch, als sie nicht zufällig auftreten, sondern mit dem Reichtum eines Haushaltes zunehmen.¹⁴ Eine wesentliche Frage für die Beurteilung der Vergleichbarkeit beider Wellen des HFCS ist also, ob sich der Zusammenhang zwischen bestehendem Vermögen und der Wahrscheinlichkeit der Antwortverweigerung verändert hat – ein Aspekt, der sich aus der Verweigerungsrate allein nicht erschließen lässt.

Relevant ist in diesem Kontext vor allem die Veränderung der „*effective oversampling rate*“ (EOR), die in Österreich aufgrund des fehlenden *oversampling* generell niedrig ausfällt. Diese gibt an, inwieweit reiche Haushal-

te stärker oder schwächer in der Stichprobe repräsentiert sind als ihr relativer Anteil in der Gesellschaft.¹⁵ Der Rückgang der *Oversampling*-Rate zeigt dabei an, dass reichere Haushalte in der zweiten Welle des HFCS eine geringere Beteiligung aufweisen als in der ersten Welle – ein Umstand, der einen stärkeren Zusammenhang zwischen bestehendem Vermögen und Antwortverweigerung nahelegt und der aus diesem Grund in Kapitel 3.2 genauer untersucht wird. Generell zeigt eine negative EOR (wie für Österreich in Welle II) an, dass wohlhabende Haushalte unterproportional repräsentiert sind.

2.2 Statistische Verzerrungen im Kontext von Vermögensbefragungen

Trotz des bereits erwähnten präzedenzlosen Umfangs des HFCS leiden die so gesammelten Daten (für Länder ohne weitreichende *Oversampling*-Verfahren) de facto weiterhin an den zentralen methodischen Schwächen von Vermögensumfragen. Die bedeutendsten dieser Schwierigkeiten entstehen hierbei durch „*non-response*“ und „*non-observation*“ sowie durch „*underreporting*“ (Unterschätzung von Vermögenswerten durch Umfrageteilnehmer).

An Bedeutung gewinnen diese Phänomene vor allem dann, wenn sie nicht zufällig auftreten. Wenn beispielsweise aber Finanzvermögen im Sinne von *underreporting* unterschätzt wird und Finanzvermögen überwiegend von wohlhabenden Haushalten gehalten wird, stellt dies ein zu Verzerrungen führendes Problem dar. Da es empirische Nachweise gibt, dass reichere Haushalte höheren *non-response* aufweisen,¹⁶ ist dies ebenso problematisch. Verringern sich die Antwortraten einer Umfrage bzw. verändert sich die Partizipation besonders vermögender Haushalte, wie für Österreich zwischen Welle I und II, dann bedeutet dies, dass sich die Anzahl der reichsten Haushalte in der Stichprobe verringert und sich daher die Qualität der Daten in dieser Hinsicht verschlechtert. Die im Folgenden angestellten Überlegungen beschäftigen sich dabei mit Verzerrungen, die aufgrund von *non-observation* und *non-response* entstehen, jedoch nicht mit jenen, die auf *underreporting* beruhen.

2.3 Alternativen Strategien zur Schätzung von privaten Vermögen

Grundsätzlich bestehen mehrere Möglichkeiten zur Erhebung von Vermögensdaten. Der Rückgriff auf Steuerdaten ist einer davon. Da Vermögenssteuern nicht in jedem Land eingehoben werden, ist deren Verwendung aber nur für wenige europäische Länder möglich.¹⁷ Ähnlich verhält es sich mit Erbschaftssteuerdaten. Dabei bestehen außerdem die Probleme, dass erstens nicht erfasst wird, was von der Besteuerung ausgenommen ist, und zweitens nicht erfasst wird, was der Besteuerung entzogen

wird. Eine andere Strategie besteht darin, auf Basis der in Einkommensteuerdaten angegebenen Kapitaleinkommen auf Vermögenswerte zu schließen. Die zentrale Komplikation dabei ist, dass die hierfür nötigen Kapitalertragsraten geschätzt werden müssen. Eine letzte Möglichkeit sind die bereits diskutierten, speziell konzipierten Vermögensumfragen. Der Vorteil dieser Erhebungsmethode ist, trotz der oben geschilderten statistischen Probleme, nach Vermeulen (2016) der Umstand, dass sie darauf ausgelegt sind, alle einzelnen Vermögenskomponenten zu erfassen und für alle Haushalte repräsentativ zu sein. Darüber hinaus erheben sie zusätzlich zum Vermögensbestand des Haushalts eine Vielzahl weiterer Charakteristika, die eine weiterführende, detaillierte Analyse ermöglichen. Obwohl umfassende und transparente internationale Steuerdaten für den reinen Zweck der Haushaltsvermögensschätzung zu bevorzugen wären, bieten Vermögenserhebungen wie der HFCS oftmals die verhältnismäßig beste Basis für Vermögensschätzungen. Diese Feststellung motiviert klarer, warum Anstrengungen zur Lösung der Probleme von „*non-response*“, „*non-observation*“ und „*underreporting*“ von derartiger Wichtigkeit sind und es deshalb wert sind, weiter verfolgt zu werden. Im Folgenden werden für diese Studie relevante Schätzmethoden genauer besprochen und angeführt.

Eine häufig verwendete Methode ist die Verwendung von Reichenlisten. Unter Reichenlisten sind die meist journalistisch zusammengetragenen Schätzungen der reichsten Haushalte/Personen in Volkswirtschaften zu verstehen. Die wohl bekannteste diesbezügliche Publikationsplattform ist das Magazin „Forbes“. Die Verwendung von Reichenlisten adressiert direkt das Problem der *non-observation*, also das Fehlen der reichsten Haushalte in der Stichprobe. Reichenlisten beinhalten aber ihre eigenen Schwierigkeiten. So ist deren Erhebung nicht frei von Problemen, da sie zum einen auf den Schätzungen von Journalisten basieren und zum anderen Vermögenswerte oft nicht sauber zwischen Individuen getrennt, sondern vielmehr ganzen Familien zugeordnet werden.

Ein anderes Beispiel ist die von Eckerstorfer et. al (2013, 2016) entwickelte Methode zur (partiellen) Schätzung des aufgrund von *non-observation* nicht abgebildeten Vermögens. In Eckerstorfer et al. führt die Schätzung nicht erfasster Vermögen reicher Haushalte zu einer bedeutend realistischeren Schätzung des Gesamtvermögens. Die Schritte des Schätzverfahrens lassen sich wie folgt zusammenfassen: Zuerst werden auf Basis der verfügbaren HFCS-Daten für zunehmend größere Abschnitte der geordneten Daten Pareto-Verteilungsfunktionen geschätzt. Aus diesen Pareto-Verteilungen wird mit Hilfe einer Maxi-Min-Analyse der Teststatistiken eines Cramer-von-Mises-Tests (ein Test zur Überprüfung der statistischen Güte der geschätzten Verteilung) der Punkt gewählt, ab dem die zugrunde liegenden Daten am ehesten einer Pareto-Verteilung ent-

sprechen, woraufhin der Pareto-Steigungsparameter (Pareto-Alpha) an diesem Punkt bestimmt wird. In einem nächsten Schritt werden alle enthaltenen Haushalte ab einem gewissen Schwellenwert (Haushalte mit mehr als 4 Mio. Euro Nettovermögen) entfernt, da die dort vorgefundenen Vermögenswerte als nicht repräsentativ für das tatsächliche Vermögen eingeschätzt werden. In einem letzten Schritt werden synthetische Haushalte auf Basis der zuvor geschätzten Pareto-Verteilung generiert, dem Datensatz hinzugefügt und das Vermögen neuerlich geschätzt.

Eine ähnliche Methode auf Basis einer Pareto-Verteilung wurde von Vermeulen (2014) entwickelt. Zentraler Unterschied zur Methode von Eckerstorfer et al. ist, dass Vermeulen Beobachtungen aus Reichenlisten in seine Schätzung integriert. Eckerstorfer et al. verwenden hingegen Reichenlisten nur als Robustheitstest. Außerdem sind Vermeulens Reichenlisten allgemeiner gehalten (Forbes-Billionaires) als bei Eckerstorfer et al., die sich auf die umfassendere, auch Millionäre inkludierende „Trend“-Publikation der reichsten ÖsterreicherInnen beziehen. Bedingt durch diese unterschiedliche Vorgehensweise unterscheidet sich auch die Art des Schätzers, der für die Schätzung des Pareto-Alphas verwendet wird. Der von Eckerstorfer et al. verwendete Maximum-Likelihood-Schätzer steht hier einem OLS-Schätzer bei Vermeulen gegenüber. In seiner Arbeit aus 2016 inkludiert Vermeulen ferner einen Vorschlag zur Behebung von *underreporting* über einen „Korrekturfaktor“, der Schätzergebnisse mit den aggregierten Werten aus der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung (VGR) gegenüberstellt. Großer Vorteil der Methode von Eckerstorfer et al. ist, dass diese eine statistische Basis für die Wahl des Startpunkts der Pareto-Verteilung der oberen Vermögenswerte verwendet (Rückgriff auf Cramer-von-Mises-Test und Maxi-Min-Analyse) und so die Schätzmethode weiter präzisiert.

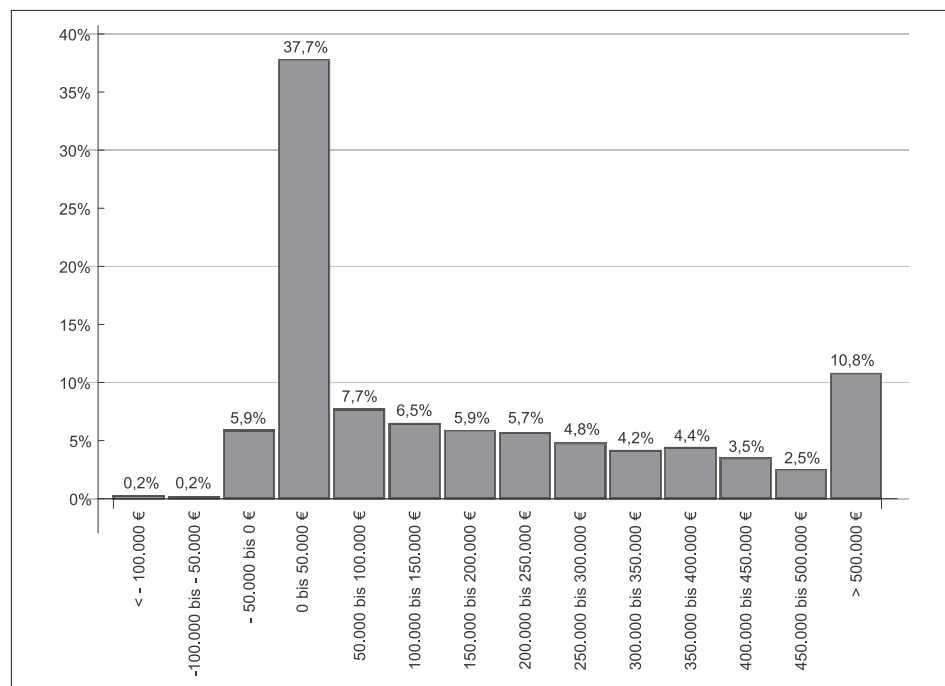
3. Deskriptive Merkmale der untersuchten Daten

Um einen ersten Überblick über die im Rahmen der zweiten Welle des HFCS erhobenen Daten zu ermöglichen,¹⁸ werden im Folgenden einige deskriptive Merkmale des untersuchten Datensatzes vorgestellt (3.1). In einem zweiten Schritt werden die im HFCS erfassten Beobachtungen am oberen Rand der Verteilung genauer analysiert. An dieser Stelle wird, vor dem Hintergrund der veränderten Kontextvariablen der Datenerhebung (vgl. Tabelle 1) und deren Relevanz für die Identifizierung geeigneter Schätzmethoden, auch ein expliziter Vergleich zu den Daten aus der ersten Welle des HFCS vorgenommen (3.2).

3.1 Allgemeine deskriptive Statistiken

Das aus den Originaldaten des HFCS II für Österreich geschätzte Nettogesamtvermögen beträgt 998 Mrd. Euro. Zum Vergleich: das Gesamtvermögen der Welle I lag mit 1.000 Mrd. Euro knapp darüber; die österreichischen Vermögensbestände wären demnach zwischen 2010 und 2014 leicht zurückgegangen. Auch bei den durchschnittlichen Vermögenswerten ist ein entsprechender Rückgang zu verzeichnen – so sinkt das Durchschnittsvermögen von rund 265.000 Euro auf etwa 258.000 Euro ab. Beim Median der Vermögen hingegen weisen die Daten der zweiten Welle einen deutlichen Anstieg gegenüber der ersten Welle aus (von rund 80.000 Euro auf rund 90.000 Euro).

Abbildung 2: Vermögensverteilung in Österreich nach Vermögensklassen



Quelle: Originaldaten HFCS II.

Eine erste mögliche Darstellung der in der zweiten Welle des HFCS gemessenen Vermögensverteilung bietet die Zuordnung der beobachteten Haushalte zu unterschiedlichen Vermögensklassen. Abbildung 2 nimmt eine solche Zuordnung vor und zeigt die Verteilung der österreichischen Bevölkerung auf 14 Vermögensklassen, wie sie aus der zweiten Welle des HFCS hervorgeht. Die Vermögensklassen beginnen bei –100.000 Euro,

enden bei 500.000 Euro und haben eine Bandbreite von jeweils 50.000 Euro. Dabei ist zu sehen, dass sich mehr als ein Drittel der österreichischen Bevölkerung in der Vermögensklasse von 0 bis 50.000 Euro wiederfindet (knapp 38%). Während knapp mehr als 10% der Bevölkerung ein Nettovermögen von über 500.000 Euro aufweisen, sind knapp über 6% der österreichischen Haushalte Netto-Schuldner, die offenen Schulden übersteigen in diesen Fällen also das verfügbare Vermögen.

Während die Darstellung nach Vermögensklassen einen guten Überblick über die Häufigkeitsverteilung der privaten Vermögenswerte innerhalb der Bevölkerung bietet, lässt sie keine Rückschlüsse auf die genaue Verteilung der Vermögen am oberen Rand der Verteilung zu, da dieser in Abbildung 2 nur pauschal ausgewiesen ist. Die nachstehende Tabelle 2 hingegen zeigt das Gesamt- und Durchschnittsvermögen der obersten 5 Perzentile der Vermögensverteilung im Detail und lässt erkennen, dass unter jenen 10,8% der Haushalte mit einem Nettovermögen größer als 500.000 Euro eine erhebliche Variation besteht. Speziell markant ist hierbei der Unterschied zwischen dem 100. Perzentil und dem 99., mit einer Gesamtvermögensdifferenz von 192,2 Mrd. Euro.

Tabelle 2: Vermögensverteilung der obersten 5 Perzentile (HFCS II)

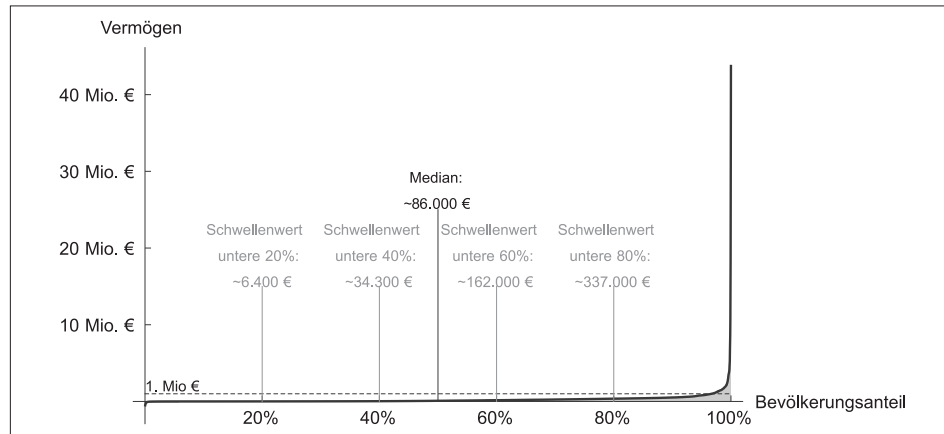
Perzentil	Gesamtnettovermögen im Perzentil	Durchschnittsnettovermögen im Perzentil
96	€ 33 Mrd.	€ 847.449
97	€ 37,4 Mrd.	€ 980.399
98	€ 47,1 Mrd.	€ 1,22 Mio.
99	€ 62,4 Mrd.	€ 1,62 Mio.
100	€ 254,5 Mrd.	€ 6,7 Mio.

Quelle: Originaldaten HFCS II.

Nachstehend folgen zwei Darstellungen der Verteilungsfunktion der österreichischen Vermögen. Die inverse Verteilungsfunktion zeigt, über welches Vermögen jener Haushalt verfügt, der reicher als x% der anderen Haushalte ist. Grundsätzlich bildet diese also das Verhältnis von Vermögen relativ zur Bevölkerung ab und erlaubt Aussagen folgender Art: Die oberen 20% der Vermögensverteilung verfügen über ein Nettovermögen von mehr als 337.000 Euro. Dabei zeigt Abbildung 3 eine inverse Verteilungsfunktion anhand der absoluten Vermögenswerte; die Skalierung der y-Achse ergibt sich hier aus der Beobachtung im Datensatz mit dem größten Vermögen.

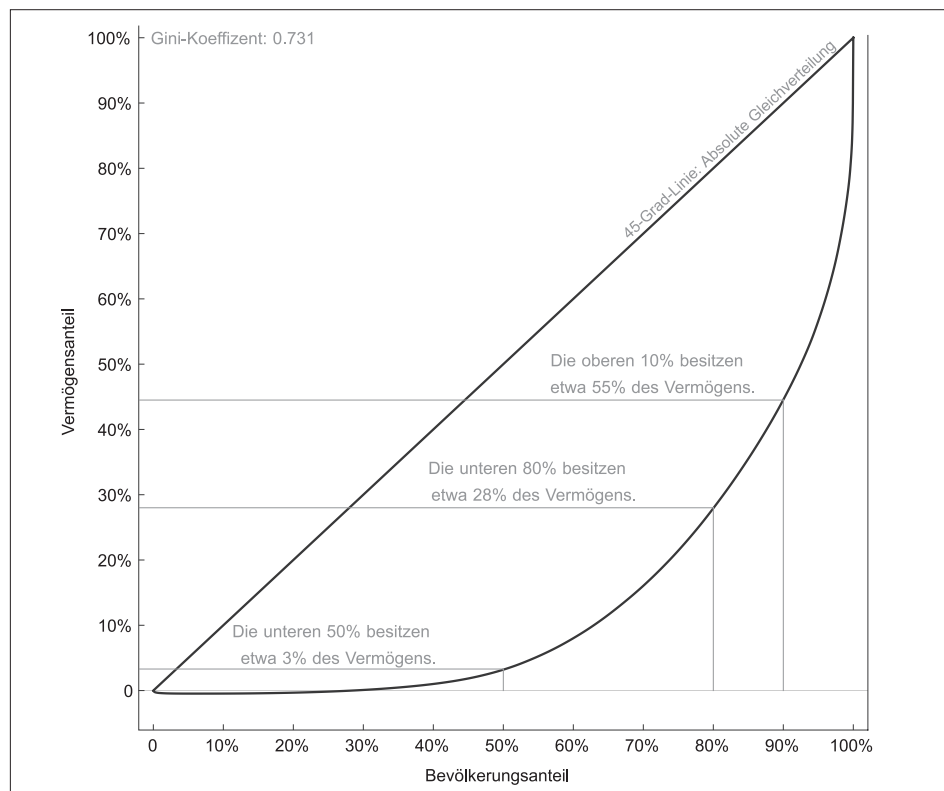
Abbildung 4 hingegen zeigt eine sogenannte Lorenzkurve, in der die Skalierung der Vermögen normalisiert wird – die inverse Verteilungsfunktion wird damit wesentlich übersichtlicher und leichter zu interpretieren; die Interpretation entspricht jener von Abbildung 3. Die Lorenzkurve bildet

Abbildung 3: Inverse Verteilungsfunktion der österreichischen Privatvermögen



Quelle: Originaldaten HFCS II.

Abbildung 4: Lorenzkurve auf Basis der HFCS-Daten



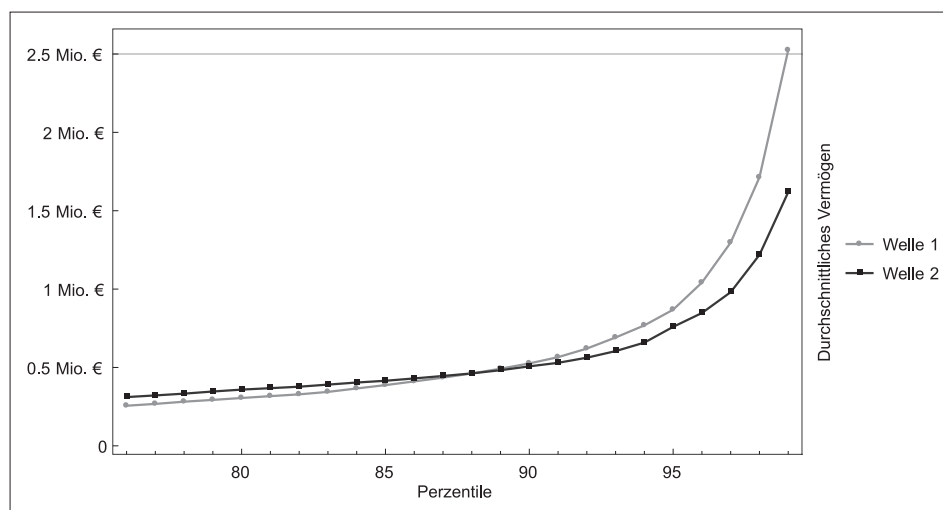
Quelle: Originaldaten HFCS II.

auch die Grundlage für die Berechnung des Gini-Koeffizienten, der oftmals als Maß zur Messung von Ungleichheit herangezogen wird. Der Gini-Koeffizient beschreibt den Unterschied zwischen einer hypothetischen Situation absoluter Gleichverteilung (grafisch repräsentiert durch die 45-Grad-Linie) und der realen Verteilungssituation. Die Fläche zwischen den beiden Linien repräsentiert das durch den Gini-Koeffizient gemessene Ausmaß der Ungleichheit – je größer der Wert, desto größer ist demnach auch die gemessene ökonomische Ungleichheit. Der Gini-Koeffizient für Welle I lag bei 0,76, jener für Welle II bei 0,73. Die Vermögen in Österreich sind demnach in der zweiten Welle etwas gleichmäßiger verteilt als in der ersten Welle des HFCS. Aufgrund des Vergleichs der Struktur der Daten aus Welle I und II, speziell der fehlenden Beobachtungen an der Spitze der Daten, ist diese Aussage aber als sehr unzuverlässig einzustufen.

3.2 Die Erfassung vermögender Haushalte im HFCS: Ergebnisse aus beiden Wellen

Die in Kapitel 3.1 dargestellten Veränderungen weisen insgesamt auf einen leichten Rückgang der gemessenen Ungleichheit hin, da sich sowohl der Unterschied zwischen Median und Mittelwert als auch der Gini-Koeffizient in der zweiten Welle verringern. Ein genauerer Blick zeigt, dass die Daten der ersten Welle im obersten Dezil signifikant höhere Vermögenswerte aufweisen als die Daten der zweiten Welle, während unterhalb des reichsten Dezils Umgekehrtes gilt (vgl. Abbildung 5).

Abbildung 5: Durchschnittliches Nettovermögen in den Perzentilen 76-99 – Österreich, Wellen I und II



Die gleichmäßigere Verteilung der Vermögen ist demnach durch zwei Faktoren zu erklären: Zum einen wachsen die Vermögen der unteren 90% leicht an, zum anderen gehen die Vermögen der reichsten 10% der Haushalte stark zurück (vgl. Tabelle 3).

Tabelle 3: Ausgewählte deskriptive Statistiken zu beiden HFCS-Wellen für Österreich

	Welle I	Welle II	Differenz
Vermögen Top-10%	617,2 Mrd.	554,9 Mrd.	–62,3 Mrd.
Vermögen untere 90%	383,0 Mrd.	443,3 Mrd.	60,3 Mrd.
Vermögen untere 50%	27,0 Mrd.	32,0 Mrd.	5,0 Mrd.
Anzahl Millionäre	174.552	129.304	–45.248
Durchschn.Vermögen	265.034	258.414	–6.620
Vermögen insgesamt	1.000,2 Mrd.	998,1 Mrd.	–2,1 Mrd.

Während das Wachstum des Vermögens der unteren 90% vor dem Hintergrund der allgemeinen wirtschaftlichen Entwicklung sowie der Entwicklung der Immobilienpreise nicht völlig überraschend kommt, ist der Rückgang des Vermögens des obersten Dezils sowohl an sich als auch hinsichtlich seiner quantitativen Intensität durchaus überraschend: Letzteres schrumpft um 62 Mrd. Euro, während Ersteres um rund 60 Mrd. Euro wächst.

Besonders der Rückgang der Zahl der in der Gesamtstichprobe abgebildeten Millionärshaushalte schrumpft von Welle I auf Welle II um knapp ein Viertel oder etwa 45.000 Haushalte (vgl. Tabelle 3) – scheint nur schwer mit den Ergebnissen der ersten Welle in Einklang zu bringen zu sein. Schließlich ist eine derart massive Abschmelzung von (Top-)Vermögen vor dem Hintergrund der allgemeinen wirtschaftlichen Entwicklung unplausibel, vor allem auch da bereits in der ersten Welle der Anteil der reichsten Haushalte unterschätzt wurde.¹⁹ Darüber hinaus liegen die Ertragsraten größerer Vermögen tendenziell über den durchschnittlichen Ertragsraten²⁰ – die asymmetrischen Veränderungen in den gemessenen Vermögensbeständen sind damit kaum in Einklang zu bringen.

Die OeNB (2016a, S. 4f) verweist in diesem Zusammenhang auf die steigende Bedeutung von *non-response* und *underreporting* – ein Erklärungsansatz, der vor allem vor dem Hintergrund der angestiegenen Verweigerungsrate (siehe Tabelle 1) im Zuge des Surveys naheliegt. Dabei ist davon auszugehen, dass die Wahrscheinlichkeit zur Antwortverweigerung bei vermögenderen Haushalten zunimmt²¹ – ein Zusammenhang, der sich im Zuge der zweiten Welle des HFCS offensichtlich verstärkt hat, wie auch der Abfall der *Effective Oversampling Rate* nahelegt. Die dokumentierte höhere Verweigerungsrate in Kombination mit einem Anstieg der Vermö-

genssensitivität bei *non-response* ist daher geeignet, den Rückgang des gemessenen Vermögens an der Spitze der Verteilung zu erklären.

Aufgrund dieses Befunds ließe sich der Rückgang des Gesamtvermögens in der zweiten Welle vor allem durch verändertes Teilnahme- und Antwortverhalten im oberen Teil der Verteilung erklären. Damit ergeben sich allerdings neue Herausforderungen für die Entwicklung adäquater statistischer Schätzverfahren – so fokussieren etwa Eckerstorfer et al. (2013, 2016) vor allem auf das Problem des *non-observation bias* und lassen den Einfluss eines möglichen *non-response bias* außer Acht. Während die Annahmen von Eckerstorfer et al. aufgrund der geringeren Verweigerungsrate in der ersten Welle näherungsweise plausibel scheinen, ist *ex ante* unklar, inwieweit eine reine Replikation ihrer Anwendung vor dem Hintergrund gestiegener Antwortverweigerungsraten überhaupt sinnvoll ist. Aus diesem Grund nimmt das nachfolgende Kapitel einen Vergleich unterschiedlicher Schätzverfahren mittels Monte Carlo-Simulationen vor, um jene Verfahren zu bestimmen, die unter gegebenen Umständen die präzisesten Ergebnisse liefern.

4. Zur statistischen Eignung unterschiedlicher Schätzverfahren

4.1 Schätzvarianten

Auf Basis der in Kapitel 2 und 3 aufgeworfenen Problematik einer Verschlechterung der Datenqualität im Rahmen der zweiten Welle des HFCS stellt sich nun die Frage nach den technischen Möglichkeiten zur Schätzung der entsprechenden Verteilungsfunktion. Dabei orientieren wir uns im Folgendem an dem von Eckerstorfer et al. (2013, 2016) entwickelten Verfahren, das im Wesentlichen darauf beruht, (1) die Parameter der Pareto-Verteilung anhand der HFCS-Daten zu bestimmen, (2) die Beobachtungsdaten über einem gewissen Schwellenwert (in Eckerstorfer et al. 2013, 2016: 4 Mio. €) aus dem Datensatz zu entfernen und (3) durch aus der Pareto-Verteilung gewonnene Werte zu ersetzen. Mit Hilfe des so gewonnenen modifizierten Datensatzes lassen sich alle relevanten Schätzwerte zum Vermögen in Österreich von Neuem berechnen.

Diesem Ansatz folgend, betrifft die Frage nach der adäquaten statistischen Bestimmung der Verteilungsfunktion vor allem den ersten der oben angeführten Schritte. Dabei finden sich in der Literatur unterschiedliche Möglichkeiten zur Schätzung einer solchen Verteilungsfunktion, die sich in drei wesentlichen Punkten unterscheiden:

- Die Art des verwendeten Schätzverfahrens: Hier kommen typischerweise Quasi-Maximum-Likelihood-Schätzer (ML) und OLS-basierte QQ-Schätzungen²² zum Einsatz.

- Die Verwendung von *Sampling*-Gewichten: Diese werden in der Praxis oft ignoriert, müssen bei Datensätzen mit starkem *oversampling* bzw. der Verwendung von Reichenlisten jedoch berücksichtigt werden.
- Die Ergänzung der Daten um weitere Informationsquellen, insbesondere diversen Medien entnommenen Reichenlisten: Derartige Listen besonders vermögender Haushalte werden vor allem dann verwendet, wenn die Beobachtungsdaten am oberen Rand von starken Verzerrungen betroffen sind.

Grundsätzlich ist zu beachten, dass die Beobachtungen des HFCS-Datensatzes mittels ihrer Gewichtung eine bestimmte Anzahl an Haushalten in der Zielpopulation repräsentieren. Werden nun Beobachtungen aus Reichenlisten für eine Schätzung verwendet, so muss bedacht werden, dass diese Beobachtungen jeweils bloß einen Haushalt repräsentieren und sich in dieser Eigenschaft fundamental von den Beobachtungen des HFCS unterscheiden. Sobald Reichenlisten in der Schätzung verwendet werden, ist es demnach nötig, die *Sampling*-Gewichte zu berücksichtigen. Während dieser Aspekt in vorhergehenden Arbeiten zur ersten Welle des österreichischen HFCS (aufgrund des Verzichts auf die Verwendung von Reichenlisten) relativ problemlos ignoriert werden konnte,²³ ist dies im Fall der zweiten Welle nicht möglich, da es mit Hinblick auf das obig dokumentierte veränderte Antwortverhalten nicht zielführend erscheint, die Verwendung von Reichenlisten *ex ante* auszuschließen. Die nachfolgenden Monte-Carlo-Simulation vergleichen daher im Wesentlichen vier Szenarien:

- 1.) QQ-Schätzer, Berücksichtigung von *Sampling*-Gewichten, keine Berücksichtigung einer Reichenliste;
- 2.) QQ-Schätzer, Berücksichtigung von *Sampling*-Gewichten, Berücksichtigung einer Reichenliste;
- 3.) Quasi-Maximum-Likelihood-Schätzer, Berücksichtigung von *Sampling*-Gewichten, keine Berücksichtigung einer Reichenliste;
- 4.) Quasi-Maximum-Likelihood-Schätzer, Berücksichtigung von *Sampling*-Gewichten, Berücksichtigung einer Reichenliste.

4.2 Monte-Carlo-Simulationen

Um die relative Eignung der unterschiedlichen Schätzmethoden besser beurteilen zu können und das geeignetste Schätzverfahren auszuwählen, wurden Monte-Carlo-Simulationen durchgeführt. Bei einer Monte-Carlo-Simulation handelt es sich grundsätzlich um in großer Zahl wiederholte, simulierte Zufallsexperimente, die dazu dienen, analytische Probleme der Wahrscheinlichkeitstheorie numerisch zu lösen. Dies lässt sich in folgendem Versuchsaufbau veranschaulichen: In einem ersten Schritt wird eine

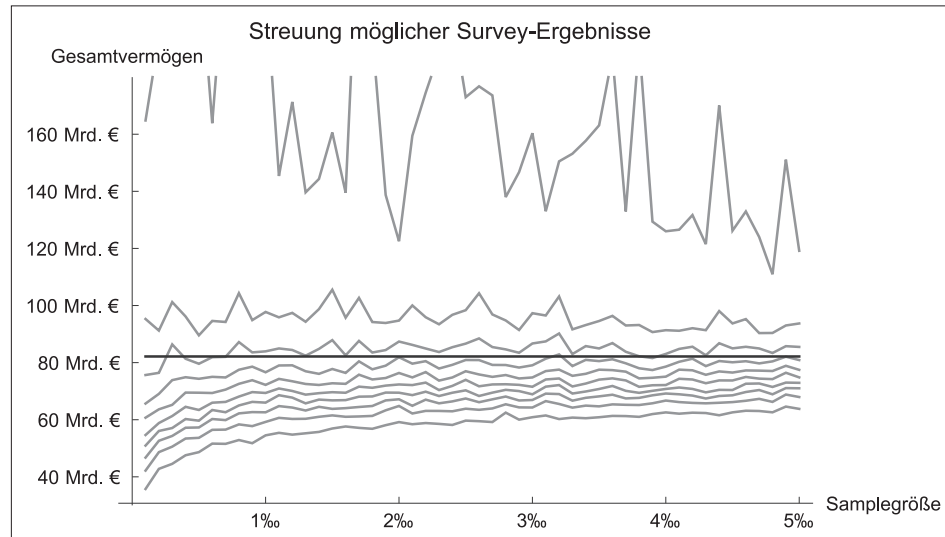
synthetische Vermögensverteilung aus $N = 200.000$ Haushalten generiert, deren Vermögen bei 100.000 Euro beginnt und ab diesem Punkt einer Pareto-Verteilung von $\alpha = 1,3$ folgt. In einem zweiten Schritt werden insgesamt 10.000 Befragungen dieser Population simuliert, wobei die Größe der Stichprobe zwischen 0,1‰ und 5‰ der generierten Population variiert und die Möglichkeit der Antwortverweigerung gegeben ist. Pro Stichprobengröße werden dabei 200 simulierte Befragungen durchgeführt – da die Stichprobengröße jeweils in Schritten von 0,1‰ variiert wird und somit fünfzig unterschiedliche Stichprobengrößen untersucht werden, ergibt sich eine Gesamtzahl von 10.000 simulierten Befragungen ($200 \cdot 50$). Die Frage ist nun, wie gut unterschiedliche Schätzvarianten den wahren Wert dieser simulierten Vermögensverteilung unter gegebenen Annahmen abbilden können.

Zum Vergleich, die Nettostichprobe des HFCS II für Österreich umfasst 2.997 Haushalte. Bei einer Population von 3.862.526 lt. Gewichten entspricht dies 0,78‰ der Bevölkerung, liegt also im unteren Fünftel der Stichprobengrößen, wie sie in den Monte-Carlo-Simulationen untersucht werden.

Auf Basis dieser simulierten Datensätze werden die Gesamtvermögen der jeweiligen Population geschätzt – die Ergebnisse werden in der Folge für jede Stichprobengröße in zehn Dezile (je 20 Befragungen pro Dezil) gruppiert und geplottet, um die Streuung möglicher Ergebnisse zu veranschaulichen. Dabei beschreibt die horizontale Achse die jeweilige Stichprobengröße und die vertikale Achse den geschätzten Vermögenswert (siehe Abbildung 6).

Die unterste Linie in Abbildung 6 zeigt das erste Dezil der durchschnittlich geschätzten Gesamtvermögen für eine zunehmende Größe der Stichproben. Entsprechend stellt die oberste Linie das durchschnittlich geschätzte Gesamtvermögen für das zehnte Dezil dar. Bei 200 simulierten Stichprobenziehungen (Befragungen) entspricht somit jede Linie dem Durchschnitt aus 20 Befragungen. Die graue horizontale Linie entspricht dem tatsächlichen Vermögensstand der zugrunde liegenden Population. Es zeigt sich, dass unabhängig von der Stichprobengröße die unteren 7 Dezile das Gesamtvermögen unterschätzen. Eine Umfrage, die rein auf einer Zufallsstichprobe basiert, unterschätzt somit in 7 von 10 Fällen den wahren Wert. Gleichzeitig ist sichtbar, dass Schätzungen im zehnten Dezil das Gesamtvermögen enorm überschätzen – hier wurden besonders reiche Haushalte in die Stichprobe gezogen, die die entsprechenden Schätzwerte nach oben verzerren. Zu sehen ist darüber hinaus, dass sich die unteren Dezile mit wachsender Stichprobengröße dem wahren Wert leicht annähern. Dies bedeutet grundsätzlich Folgendes: Wenn Vermögen auf Basis von Zufallsziehungen geschätzt wird, ist die Chance hoch, dass der tatsächliche Wert des Vermögens unterschätzt wird.

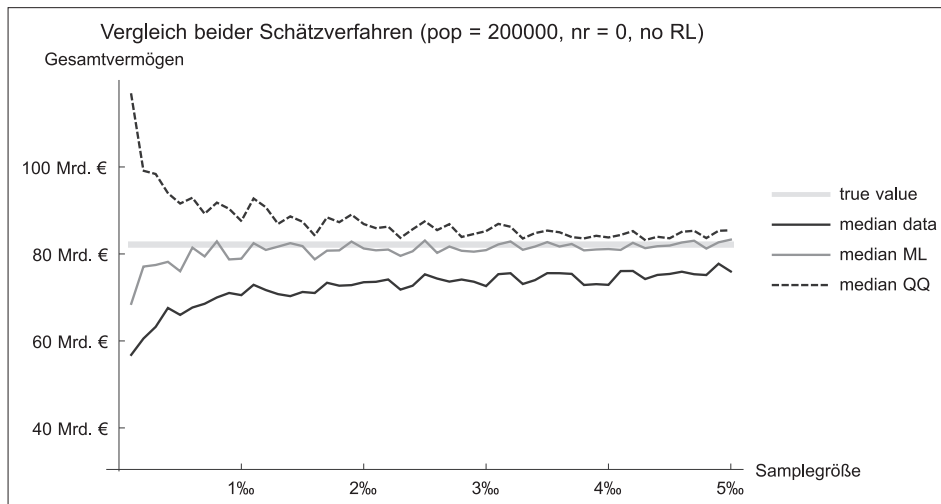
Abbildung 6: Durchschnitte nach Dezilen der geschätzten Vermögenswerte der Population in Abhängigkeit von der Stichprobengröße



Während Abbildung 6 die Streuung der möglichen Befragungsergebnisse überblicksmäßig darstellt, wird im Folgenden die Performance unterschiedlicher Schätzverfahren analysiert. Konkret untersucht werden die Performance des Quasi-Maximum-Likelihood-Schätzers (ML) und des QQ-Schätzers, jeweils mit bzw. ohne Inkorporation einer Reichenliste. Die Performance dieser vier Varianten wird dabei mit jenen Ergebnissen verglichen, die sich aus den unangepassten Befragungsdaten ergeben. In den untenstehenden Abbildungen 7-10 werden die Schätzergebnisse des ML sowie des QQ-Schätzers verglichen und dabei auch die aus den Erhebungsdaten bestimmten Werte sowie der „wahre“ Wert des synthetischen Datensets angeführt. Für jede Variante ist der Median der Schätzungen angegeben, um die Bandbreite der möglichen Resultate in Abhängigkeit von den Eigenschaften der tatsächlichen Stichprobe abzubilden.

Abbildung 7 basiert auf einer Simulation ohne *non-response* und ohne Reichenliste bei einer Population von 200.000. In diesem Szenario, das im Wesentlichen den Annahmen von Eckerstorfer et al. (2013, 2016) entspricht, ist die Verwendung eines Maximum-Likelihood-Schätzers zu empfehlen, da dieser Ansatz eine viel bessere Annäherung an den wahren Wert ermöglicht, speziell in kleinen Stichproben. Zwar sind grundsätzlich beiden Methoden geeignet, allerdings kann die Verwendung eines QQ-Schätzers unter Umständen zu einer signifikanten Überschätzung des Vermögens führen, weswegen der von Eckerstorfer et al. (2013, 2016) verwendete Maximum-Likelihood-Schätzer für diesen Anwendungsfall als geeigneter anzusehen ist.

Abbildung 7: Vergleich der Leistungsfähigkeit unterschiedlicher Schätzmethoden anhand von simulierten Stichprobenziehungen ohne *non-response* und ohne Integration einer Reichenliste



In der nachfolgenden Abbildung 8 gilt grundsätzlich derselbe Versuchsaufbau wie zuvor – mit der Ausnahme, dass hier eine (geringe) Nichtbeantwortungsneigung von 0,2 für den vermögendsten Haushalt vorliegt, die linear zurückgeht und beim ärmsten²⁴ Haushalt schließlich bei 0 liegt. Es wird also von einer linear fallenden Nichtbeantwortungswahrscheinlichkeit ausgegangen, die für den reichsten Haushalt in der Stichprobe 20% beträgt. Dies entspricht einem sehr konservativem Wert. Zum Vergleich beobachtet der in den USA regelmäßig durchgeführten „Survey of Consumer Finances“ (SCF) für die Welle 2007 eine Nichtbeantwortungsrate von 65,3% bei der Gruppe der reichen Haushalte, während die restlichen Haushalte zu 32,2% nicht teilnahmen.²⁵

In Abbildung 8 ist zu sehen, dass das Schätzergebnis des Maximum-Likelihood-Schätzers in etwa jenem auf Basis der Originaldaten entspricht. Der QQ-Schätzer liefert hier Ergebnisse, die näher am tatsächlichen Gesamtvermögenswert sind, diesen aber dennoch unterschätzen. Sprich, im Falle von ungleichmäßiger Antwortverweigerung produziert der Maximum-Likelihood-Schätzer tendenziell problematische Ergebnisse, die weit abseits der korrekten Werte (graue Linie) liegen. Ergo ist im Fall von nennenswerten Antwortverweigerungsrate, wie sie bei den Daten der zweiten Welle des HFCS für Österreich vorliegen, der QQ-Schätzer zu bevorzugen und liefert grundsätzlich vertrauenswürdiger Ergebnisse. Dabei ist zu erwähnen, dass dieses Ergebnis grundsätzlich robust ist, da auch bei einer Erhöhung der Population bzw. der *non-response* (0,2-0,8) der QQ-Schätzer bessere Resultate im Median liefert. Robustheitstests

zeigen allerdings, dass die Qualität der Ergebnisse beider Schätzmethoden mit steigender Nichtbeantwortungsrate weiter zurückgeht. Offen ist nun noch die Frage, wie die Qualität der Ergebnisse durch die Ergänzung von Reichenlisten beeinflusst wird.

Abbildung 8: Vergleich der Leistungsfähigkeit unterschiedlicher Schätzmethoden anhand simulierter Stichprobenziehungen mit geringer *non-response* (0,2) ohne Verwendung einer Reichenliste

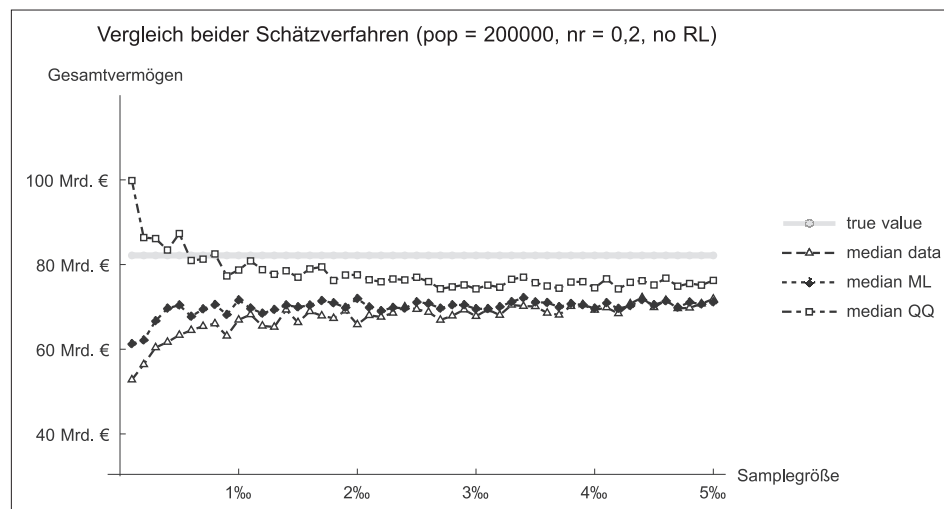


Abbildung 9 zeigt, dass bei Hinzufügen einer Reichenliste die Ergebnisse des QQ-Schätzers die wahren Werte sehr gut approximieren und vor allem dem Maximum-Likelihood-Schätzer sowie einer Schätzung auf Basis der Originaldaten klar überlegen sind.

Eine Erhöhung der Nichtbeantwortungsrate auf 0,8 ist in Abbildung 10 dargestellt. Auch hier bleiben die Ergebnisse aus Abbildung 8 stabil: Unter der Bedingung ungleich verteilter Antwortverweigerung ergeben sich bei Verwendung des QQ-Schätzers wesentlich robustere Ergebnisse.

Zusammenfassend bedeuten diese Ergebnisse, dass es notwendig ist, die Schätzmethode anzupassen, da sich das Antwortverhalten bei beiden Wellen des HFCS unterscheidet. Wie oben dargestellt, lässt sich ein Maximum-Likelihood-Schätzer als optimal ausweisen, solange keine nennenswerten, nach Vermögen differenzierte *non-response* auftritt. Während Eckerstorfer et al. (2013, 2016) mit der Annahme der Absenz signifikanter Nichtbeantwortungseffekte plausible Resultate erzielen konnten, scheint es vor dem Hintergrund der weiter gesunkenen Datenqualität wenig zielführend zu sein, diese Annahme weiter aufrechtzuerhalten. Dies bedeutet wiederum, dass für die HFCS-Daten der Welle II für Österreich der QQ-Schätzer in Kombination mit einer Reichenliste die vielversprechendsten

Abbildung 9: Vergleich der Leistungsfähigkeit unterschiedlicher Schätzmethoden anhand simulierter Stichprobenziehungen mit geringer *non-response* (0,2) und mit Integration einer Reichenliste

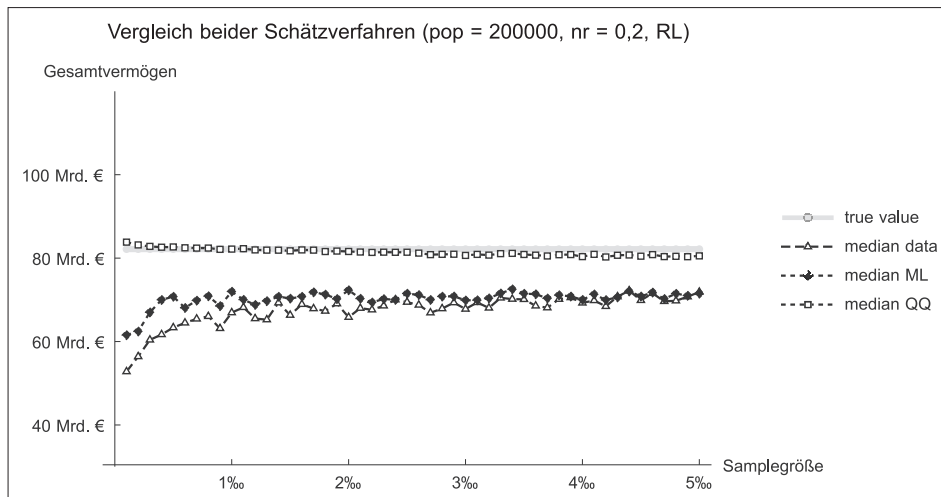
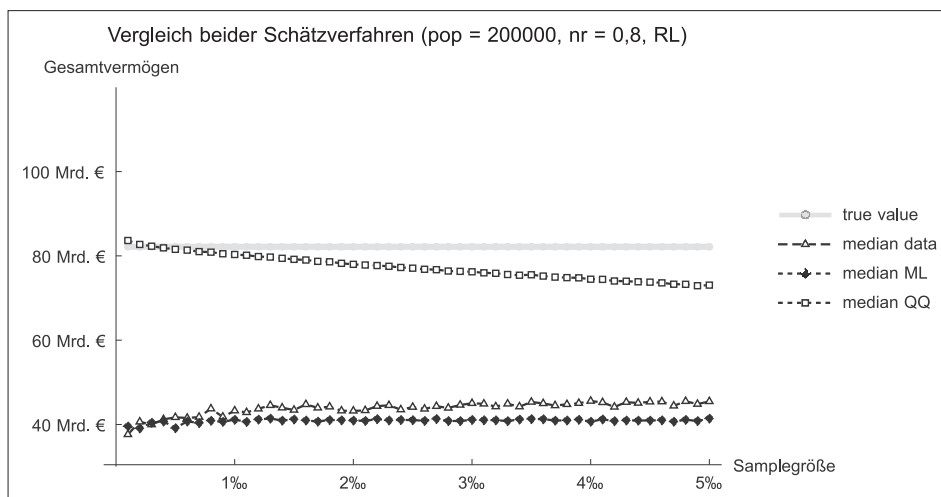


Abbildung 10: Vergleich der Leistungsfähigkeit unterschiedlicher Schätzmethoden anhand von simulierten Stichproben mit starker *non-response* (0,8) und mit Verwendung einer Reichenliste bei einer Population von 200.000



Ergebnisse liefert. Eine Anpassung der Daten der ersten Welle mit Hilfe der hier diskutierten Methode (d. h. QQ-Schätzer unter Einbeziehung einer Reichenliste), liefert sehr ähnliche Ergebnisse wie jene in Eckerstorfer et al. (2013, 2016). Dies verdeutlicht einerseits die Robustheit vergan-

gener Schätzungen, zeigt aber andererseits die Notwendigkeit, die Analyse-methode für Welle II anzupassen. Die einzelnen Arbeitsschritte und Ergebnisse dieser angepassten Methode werden im anschließenden Kapitel dargestellt.

5. Schätzung von privaten Vermögenswerten

Nachdem die Ergebnisse des Verfahrens von Eckerstorfer et al. (2013, 2016) grundsätzlich validiert worden sind und das darin verwendete Schätzverfahren hinsichtlich der Berücksichtigung nicht gleichverteilter Nichtbeantwortungseffekte angepasst wurde, wird dieses im Folgenden auf die Daten der zweiten Welle des HFCS angewendet. Hierzu werden die einzelnen Arbeitsschritte nochmals im Detail beleuchtet.

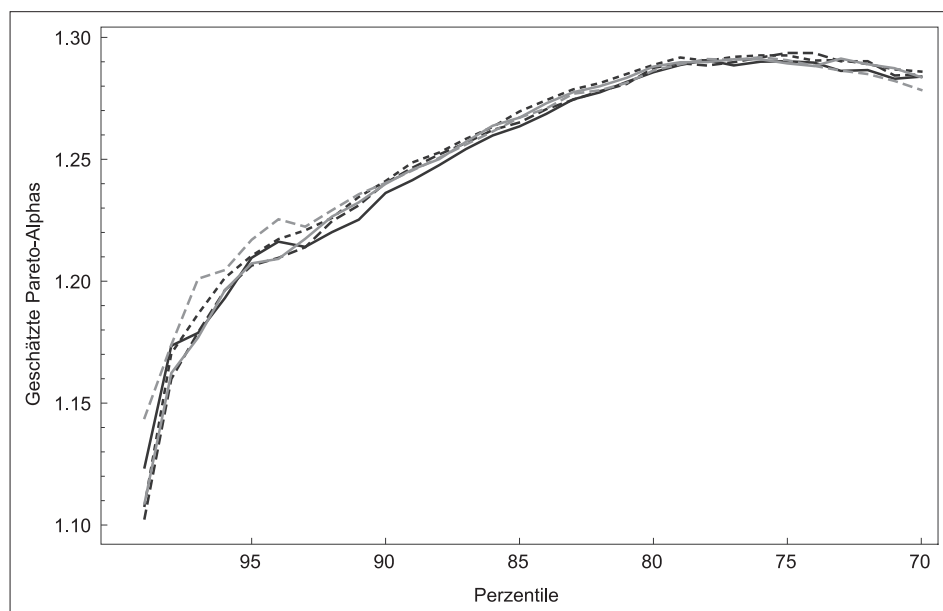
5.1 Erfassung der Vermögensverteilung

Wie in Kapitel 4 gezeigt wurde, ist bei Verwendung des QQ-Schätzers die Hinzuziehung einer Reichenliste anzuraten, da diese die Qualität und Präzision der Ergebnisse nochmals verbessert. Daher werden in einem ersten Schritt Daten der „Trend“-Reichenliste (Bezugsjahr 2014; parallel zur Durchführung der Erhebung) zu den HFCS-Daten hinzugefügt und mit einem Gewicht von 1 versehen (Gewichte drücken im Rahmen des HFCS die Zahl der repräsentierten Haushalte aus). Da die Durchführung der Schätzung unter Hinzuziehung der Gewichte vorgenommen wird, bleibt der spezifische Charakter dieser Datenpunkte auch formal erhalten. An dieser Stelle ist zu erwähnen, dass in der „Trend“-Reichenliste Familienclans angeführt werden, die vor der Verwendung in einzelne Haushalte gespalten werden. Es ergeben sich dabei sieben zusätzliche Haushalte.²⁶

Im Gegensatz zu Arbeiten, die den Schwellenwert der Pareto-Verteilung von Vermögen schlicht annehmen,²⁷ wird dieser im Zuge der Methode von Eckerstorfer et al. (2013, 2016) auf Basis statistischer Kriterien bestimmt. Dabei werden Vermögenswerte an den ersten 30 Perzentilgrenzen der Vermögensverteilung als mögliche Schwellenwerte für die Pareto-Verteilung in Betracht gezogen. In einem nächsten Schritt werden mit Hilfe des QQ-Schätzers an all diesen Punkten der Formparameter α der Pareto-Verteilung bestimmt.²⁸ Es ergeben sich so über alle fünf Imputationen der Daten für die obersten 30 Perzentile geschätzte Pareto-Verteilungen. Diese geschätzten Verteilungen werden in Folge mittels eines Cramer-Von-Mises-Tests dahingehend geprüft, inwieweit sie mit der Verteilung der vorliegenden Daten übereinstimmen. Dieser beruht im Wesentlichen auf der Idee, den Erwartungswert der quadrierten Differenz zwischen der geschätzten hypothetischen Verteilung und der empirischen Verteilungs-

funktion der Daten zu berechnen. Anhand dieses Tests wird jenes Schätzergebnis bestimmt, das die geringste Abweichung zu den gegebenen Daten aufweist. Da die Null-Hypothese des Cramer-von-Mises-Tests lautet, dass die Daten der Verteilung entsprechen, sind jene Punkte zu wählen, die die niedrigsten Teststatistiken ausweisen. Die Abbildungen 11 und 12 zeigen zum einen die Werte der geschätzten Pareto-Alpha (Steigungsparameter) für alle fünf Imputationen der Daten über die obersten 30 Perzentile, zum anderen die für selbige anhand des Cramer-von-Mises-Tests errechneten Teststatistiken.

Abbildung 11: Pareto-Alpha-Parameter über fünf Imputationen und 30 Perzentile



Die daraus resultierenden Teststatistiken werden mit Hilfe einer Maxi-Min-Analyse²⁹ untersucht, um das geeignetste Perzentil zu ermitteln, ab dem von einer Pareto-Verteilung in den Daten gesprochen werden kann. Die Datenpunkte oberhalb dieses Ansatzpunktes bilden dann die Basis für die Schätzung der Pareto-Verteilung. Als Schätzungsparameter ergeben sich auf Basis dieser Vorgangsweise das 93. Perzentil sowie ein Pareto-Alpha von 1,218. Zum Vergleich, in Eckerstorfer et al. ergaben sich als respektive Werte das 78. Perzentil und 1,277. Die nachstehende Tabelle zeigt die geschätzten Werte für die Pareto-Alphas sowie die Nettovermögen der jeweiligen Ansatzpunkte (Schwellenwert des 93. Perzentils) über alle fünf Imputationen.

Abbildung 12: Cramer-von-Mises-Teststatistiken über fünf Imputationen und 30 Perzentile

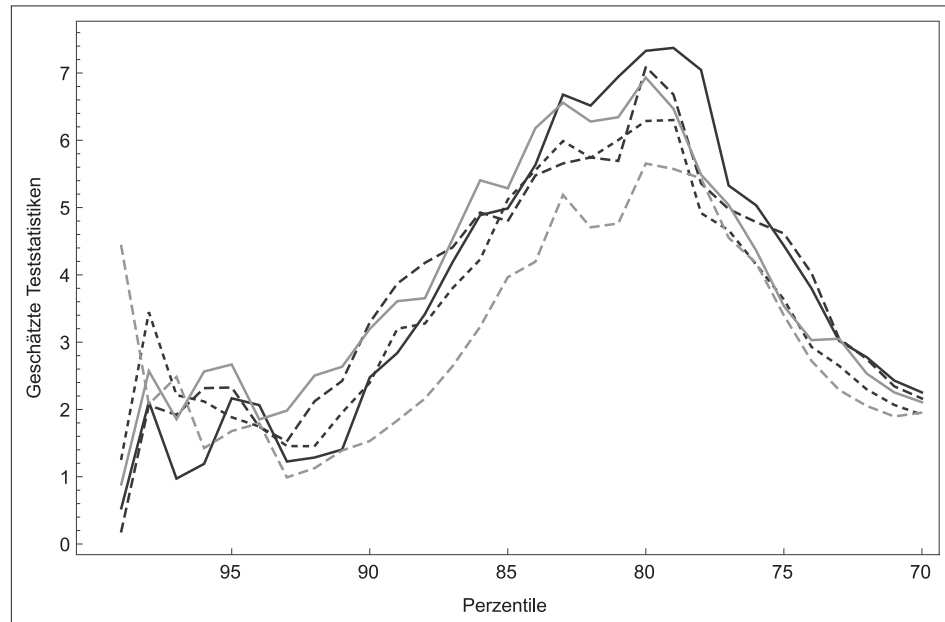


Tabelle 4: Nettovermögen und geschätzte Pareto-Alphas am Schwellenwert des 78. Perzentils

Imputation	Pareto-Alpha	Ansatzpunkt für Pareto-Verteilung
1	1,21408	Nettovermögen von € 620.700
2	1,21393	Nettovermögen von € 617.480
3	1,22088	Nettovermögen von € 630.800
4	1,21740	Nettovermögen von € 617.515
5	1,22237	Nettovermögen von € 642.700
Durchschnitt	1,21773	Nettovermögen von € 625.839

5.2 Datenanpassung

Die Schätzung des nicht erhobenen oberen Verteilungsrandes auf Basis der oben errechneten Parameter erfolgt in folgenden Schritten. Zuerst werden alle Beobachtungen mit einem Nettovermögen größer als 4 Mio. Euro aus dem Datensatz entfernt. Dies entspricht durchschnittlich acht Beobachtungen pro Imputation. Im nächsten Schritt wird die zuvor geschätzte Pareto-Verteilung herangezogen, um die Anzahl der Haushalte (H_i) zu errechnen, die ein Vermögen über 4 Mio. Euro aufweisen. Hierzu wird aus dem HFCS-Datensatz die Anzahl der Haushalte (HH_i) berechnet,

welche zwischen dem jeweiligen Ansatzpunkt (m_i) für die Pareto-Verteilung und der 4-Mio.-Grenze (μ) liegen. Die Zahl der Haushalte mit einem Nettovermögen größer als 4 Mio. Euro (H_i) kann mit Hilfe der Pareto-Verteilung schließlich wie folgt berechnet werden (H_{x_i} steht für den Rang des Haushalts mit Vermögen x_i in der Vermögensverteilung):

$$H_i = HH_i \frac{1 - P_i(\mu)}{P_i(\mu)} \quad (2)$$

Im nächsten Schritt wird die so berechnete Anzahl an Haushalten mit einem Nettovermögen größer als 4 Mio. Euro mit Hilfe der Pareto-Verteilung generiert, wobei die Anzahl der zu generierenden Haushalte von Imputation zu Imputation unterschiedlich ist. Hierbei kann das Vermögen (x_i) eines jeden Haushaltes oberhalb der 4-Mio.-Grenze wie folgt berechnet werden:³⁰

$$x_i = m_i \left(\frac{HH_i + H_i}{H_{x_i}} \right)^{1/\alpha_i} \quad (3)$$

Die generierten Beobachtungen werden in der 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 100% kohärenten – Gewichtungen der Original-Haushalte korrigiert werden. Dabei wird die Nettoveränderung innerhalb der jeweiligen Imputation in Relation zur jeweiligen Gesamtbevölkerung gesetzt und zur Korrektur die jeweiligen Gewichte linear abgeschmolzen bzw. aufgewertet. Die generierten Vermögenswerte wurden in diesem Prozess mit 1 Mrd. Euro gedeckelt. Dies liegt einerseits an einer gewissen Präferenz für konservative Berechnungen sowie andererseits an einer gewissen Skepsis dahingehend, dass die vorliegenden statistischen Schätzungen eine solide Grundlage für Aussagen über eine so kleine Gruppe von Haushalten am äußersten Rand der Verteilung bieten.

5.3 Verteilungsstatistik auf Basis angepasster Daten

Basierend auf den, von obigen Simulationen gestützten, Schätzparametern (QQ-Schätzer, mit Gewichten, mit Reichenliste) ergeben sich folgende angepasste Werte für den österreichischen Vermögensbestand (in Tabelle 5 im Vergleich zur Schätzung ohne eine Pareto-Annahme basierend auf Daten des HFCS II und den Resultaten von Eckerstorfer et al. [2016] zum HFCS I).

Wie zu sehen ist, wächst der Stand des Gesamtvermögens um 319 Mrd. Euro, das Durchschnittsvermögen wächst um 83.000 Euro und der Anteil des obersten Prozents steigt von 25% auf 41%. Diese Ergebnisse sind trotz leicht abweichender Berechnungsmethode und unterschiedlicher Datenlage in einer ähnlichen Größenordnung wie die Schätzung mit den

Tabelle 5: Schätzergebnisse

Vermögensschätzung	Originaldaten HFCS II	Pareto-Methode – Daten HFCS II	Eckerstorfer et al. (2016) HFCS I
Durchschnittsvermögen	258k	341k	339k
Gesamtvermögen	998 Mrd.	1.317 Mrd.	1.278 Mrd.
Anteil Top-1%	25%	41%	38%
Anteil Top-5%	43%	56%	59%
Anteil Top-10%	56%	66%	69%
Anteil Top-20%	72%	79%	82%
Anteil unterste 50%	3,2%	2,5%	2,2%
Anzahl MillionärInnen	129k	148k	181k
Anzahl MilliardärInnen	0	35,8	30,6
Feldforschung	06/2014-02/2015		09/2010-05/2011

Daten der ersten Welle des HFCS. In weiterer Folge werden nun die grafischen Darstellungen aus Kapitel 3 auf Basis der angepassten Vermögensdaten repliziert. Tabelle 6 zeigt die angepassten Werte für Gesamt- und Durchschnittsvermögen für die obersten fünf Perzentile. Hier wird deutlich, dass der überwiegende Teil des Zugewinns an Vermögen im obersten Perzentil auftritt. Hier wird der Vermögensbestand mehr als verdoppelt. Dahingegen sind die Auswirkungen auf die Ergebnisse für die restliche Bevölkerung eher gering. Ein Vergleich von Abbildung 13 und Abbildung 2 zeigt hier, dass sich an der Verteilung der Haushalte auf die verschiedenen Vermögensklassen nicht viel ändert, da der überwiegende Teil der Veränderung innerhalb der Klasse der Haushalte mit einem Nettovermögen über € 500.000 auftritt.

Die Lorenzkurve in Abbildung 14 zeigt wiederum eine signifikante Verschärfung der ökonomischen Ungleichheit durch die Anpassung der HFCS-II-Daten.

Tabelle 6: Vermögensverteilung der obersten 5 Perzentile, HFCS-II-Schätzung

Perzentil	Gesamtnettovermögen im Perzentil	Durchschnittsnettovermögen im Perzentil
96	€ 35,2 Mrd.	€ 904.206
97	€ 41,6 Mrd.	€ 1,07 Mio.
98	€ 53,5 Mrd.	€ 1,39 Mio.
99	€ 76,9 Mrd.	€ 2,01 Mio.
100	€ 534 Mrd.	€ 14,05 Mio.

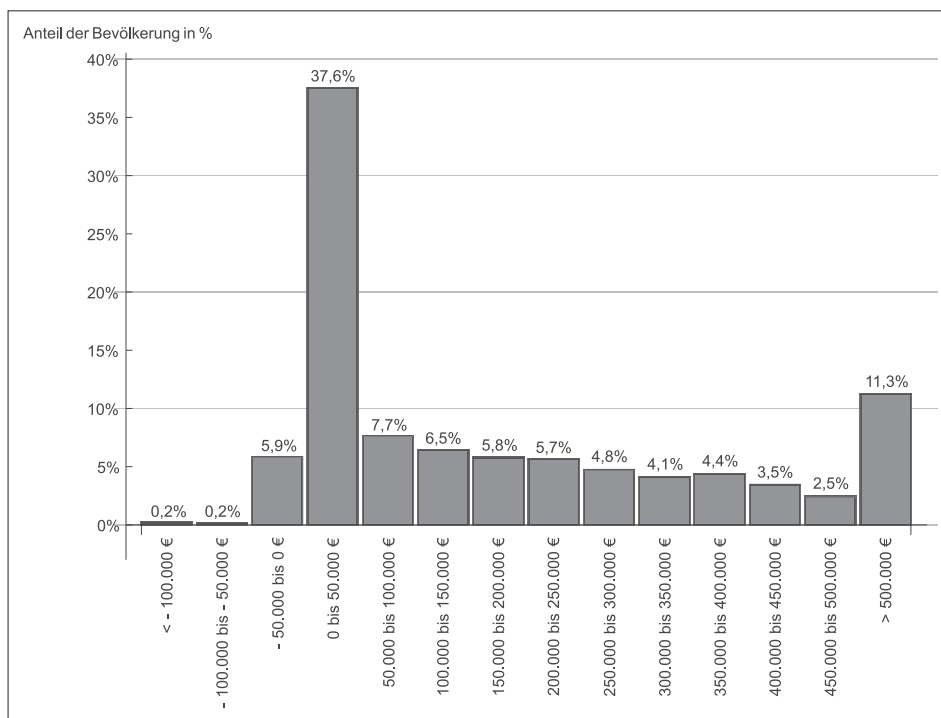
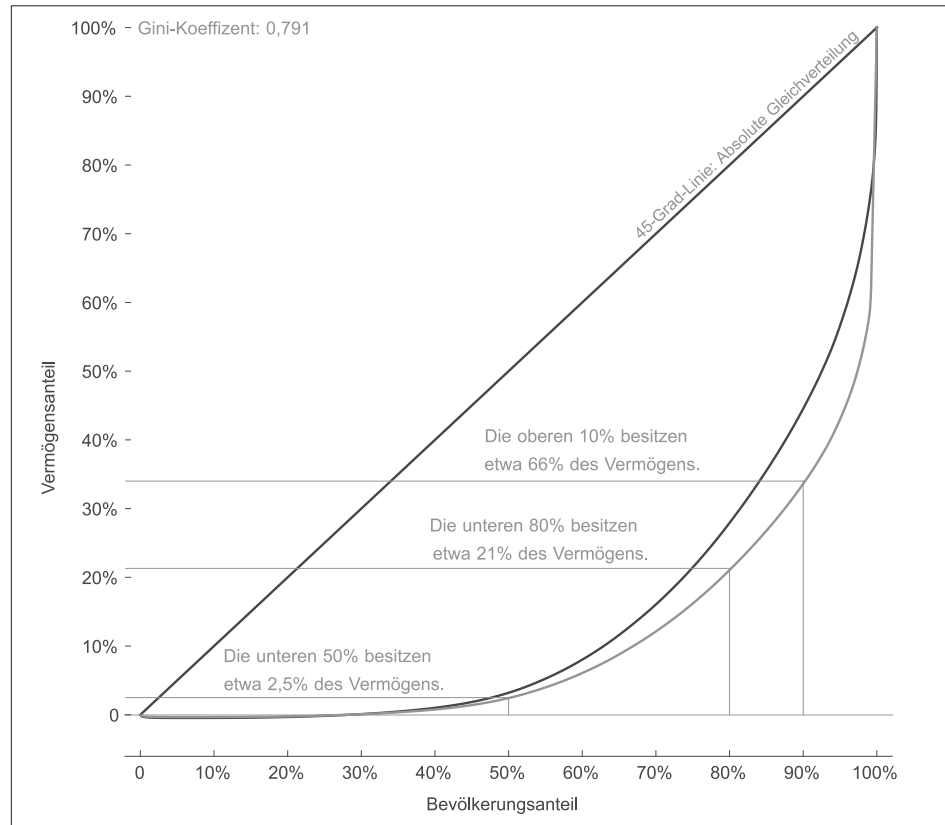
Abbildung 13: Vermögensverteilung in Österreich nach Vermögensklassen (Schätzung)

Abbildung 14: Lorenzkurve der originalen (schwarz) und angepassten (grau) HFCS-Daten im Vergleich



6. Robustheit der Ergebnisse

Aufgrund der signifikanten Unterschiede zwischen den Implikationen der Originaldaten des HFCS und den angepassten Daten soll im Folgenden der Grad der Unsicherheit des Schätzverfahrens genauer besprochen werden, um die Robustheit der erzielten Resultate besser beurteilen zu können. Dabei werden die dem Datensatz beigelegten Replikationsgewichte genutzt, um Varianz und Standardabweichung des geschätzten Pareto-Alphas zu bestimmen.

Vor dem Hintergrund des Umstands, dass die Daten des HFCS in fünf Imputationen vorliegen, die vornehmlich dazu dienen, *Item-non-response*-Probleme zu beheben, ist es für die Berechnung der Varianz einzelner Schätzer notwendig, die im Zuge der Datenerhebung und des damit verbundenen Stratifizierungsverfahrens auftretenden Unsicherheiten zu berücksichtigen.³¹ Zu diesem Zweck ist dem HFCS ein entsprechender Da-

tensatz von 1.000 Replikationsgewichten beigelegt. Vor diesem Hintergrund stehen die in diesem Kapitel angestrebten Berechnungen zur Robustheit. Dabei werden die Replikationsgewichte herangezogen, um die in der Datenerhebung auftretenden Unsicherheiten und damit verbundene Schwankungen in den Ergebnissen zu errechnen. Konkret lassen sich mit Hilfe der genannten Replikationsgewichte 1.000 unterschiedliche Schätzwerte des Alpha-Parameters der Pareto-Verteilung errechnen, die die aus den Unsicherheiten in der Datenerhebung hervorgehenden Schwankungen abbilden. 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 (Indikator „Rank“ in Tabelle 7). Zum anderen lässt sich mit Hilfe der Replikationsgewichte die Standardabweichung des geschätzten Pareto-Alpha errechnen. Diese kann dazu verwendet werden, um ein Intervall von zwei Standardabweichungen rund um den Punktschätzer zu definieren (Indikator „Double SD“ in Tabelle 7), wobei hier sowohl die Variation innerhalb der Imputation als auch jene zwischen den Imputationen Berücksichtigung findet.³² In folgender Tabelle sind diese Werte dargestellt; dabei wurden auch die korrespondierenden Schätzungen zum Nettovermögen errechnet.

Tabelle 7: Ergebnisse des Robustheitschecks auf Basis der *Replicate Weights*

	Lower Bound Double SD	Upper Bound Double SD	Point Estimate	Lower Bound Rank	Upper Bound Rank
Pareto- α	1,318	1,117	1,22	1,304	1,106
Nettogesamtvermögen	1.163 Mrd. €	1.562 Mrd. €	1.317 Mrd. €	1.180 Mrd. €	1.597 Mrd. €

In Tabelle 7 zeigt sich nicht nur, dass beide gewählten Indikatoren sehr ähnliche Ergebnisse liefern, sondern auch, dass die unteren Schwellenwerte immer noch um fast 200 Mrd. über dem aus den Originaldaten des HFCS errechneten Wert von 998 Mrd. Euro liegen. Das Ergebnis einer Unterschätzung des Gesamtvermögens in den Originaldaten ist vor diesem Hintergrund als robust einzustufen; darüber weist auch die Symmetrie der errechneten Schwellenwerte auf eine valide Schätzung hin.

7. Resümee

Ziel der vorliegenden Arbeit war es, die Untererfassung reicher Haushalte in der zweiten Welle des HFCS unter der Annahme einer Pareto-Verteilung für den oberen Rand der Vermögensverteilung zu korrigieren und damit eine realistischere Darstellung der Bestände und Verteilung privater

Vermögen in Österreich zu liefern. Dabei wurden auf Basis von Monte-Carlo-Simulationen verschiedene Varianten der Implementierung dieser Pareto-Methode überprüft. Es hat sich gezeigt, dass bei Vorliegen nicht-gleichverteilter Antwortverweigerungen, die insbesondere die Spitze der Vermögensverteilung betreffen, der QQ-Schätzer in Kombination mit einer Liste der reichsten ÖsterreicherInnen gut geeignet ist, um den oberen Rand der österreichischen Vermögensverteilung statistisch abzubilden. Die Methode von Eckerstorfer et al. (2013, 2016) wurde damit um Überlegungen zu Nichtbeantwortungsproblemen erweitert. Unter der Annahme einer Pareto-Verteilung am oberen Rand der Vermögensverteilung beläuft sich das geschätzte Gesamtvermögen auf 1,317 Mrd. Euro. Wird im Vergleich dazu das Gesamtvermögen der österreichischen Haushalte basierend auf den HFCS-Daten geschätzt, ohne weitere Versuche zu unternehmen, für die Untererfassung der Vermögensspitze zu korrigieren, ergibt sich ein Wert von 998 Mrd. Euro. Der Unterschied entspricht einem Anstieg des Durchschnittsvermögens um 81.000 Euro (von 258.000 Euro auf 339.000 Euro). Der Anteil der reichsten 1% der Haushalte am österreichischen Gesamtvermögen steigt dadurch von 25% auf 41%.

Anmerkungen

¹ Siehe Guttman, Plihon (2010); Stiglitz (2012); Piketty (2014).

² Milanovic (2005, 2016); Atkinson (1995, 2008, 2014).

³ Teilnehmende Länder in Welle I waren: Österreich, Belgien, Zypern, Deutschland, Spanien, Finnland, Frankreich, Griechenland, Italien, Luxemburg, Malta, Niederlande, Portugal, Slowenien und die Slowakei. Welle II wurde um Daten für Estland, Ungarn, Irland, Lettland und Polen erweitert.

⁴ Der Begriff „*non-observation bias*“ wird im Rest der vorliegenden Studie verwendet um zu verdeutlichen, dass herkömmliche Verfahren zur Schätzung des Haushaltsvermögens „*median-biased*“ sind. Dies bedeutet, dass im Fall einer mehrfachen Wiederholung der Untersuchung der Median der geschätzten Gesamtvermögenswerte unterhalb des wahren Wertes liegt (siehe dazu auch die Monte-Carlo-Simulationen in Kapitel 4).

⁵ Avery et al. (1986); Kennickell (2005); Eckerstorfer et al. (2016) bzw. Kapitel 4 der vorliegenden Arbeit.

⁶ D'Alessio, Faiella (2002); Kennickell (2008); Kennickell, McManus (1993); OeNB (2016a); Osier (2016); Singer (2006).

⁷ Alle teilnehmenden Länder des HFCS, mit Ausnahme von Griechenland, Österreich und Malta, wenden hingegen, in verschieden starkem Ausmaß, *oversampling* an.

⁸ Newman (2005); Gabaix (2016).

⁹ Gibrat (1931); Rigney (2010).

¹⁰ Borgherhoff-Mulder et al. (2009).

¹¹ ECB (2016a).

¹² Als KompetenzträgerIn wird jene Person bezeichnet, die aus Sicht der Haushaltsmitglieder die beste Kenntnis über die Haushaltsfinanzen, also Verbindlichkeiten, Vermögen, Einkommen und Ausgaben des Haushalts, hat. Diese Person beantwortete alle Fragen, die sich auf den gesamten Haushalt beziehen.

- ¹³ Rubin (1987); Little, Rubin (2002).
¹⁴ Siehe Endnote 6.
¹⁵ Wenn der Anteil reicher Haushalte des obersten Dezils in der Stichprobe etwa 10% ist, so beträgt die *effective oversampling rate* (der Top 10%) 0. Wenn der Anteil der Haushalte des wohlhabendsten Dezils in der Stichprobe 20% entspricht, ist die EOR gleich 100. Sprich, es sind 100% mehr reiche Haushalte in der Stichprobe als wenn alle Haushalte gleich gewichtet wären. Deutschlands *oversampling rates* für Welle I und II lagen beispielsweise bei 117 bzw. 141.
¹⁶ Siehe Endnote 6.
¹⁷ In Österreich etwa wurde die Vermögenssteuer 1994 abgeschafft.
¹⁸ Siehe auch OeNB (2016a).
¹⁹ Eckerstorfer et al. (2016); Vermeulen (2016).
²⁰ Piketty (2014) 448.
²¹ Siehe Endnote 6.
²² Kratz, Resnick (1996).
²³ Eckerstorfer et al. (2013, 2016).
²⁴ Anzumerken ist hier, dass der „ärmste“ Haushalt der dargestellten Reihe am Beginn der Pareto-Verteilung liegt – es handelt sich also nicht um den „ärmsten“ Haushalt der betreffenden Gesellschaft, da die Pareto-Verteilung nur die den oberen Rand der gesamten Verteilung beschreibt (siehe Kapitel 2).
²⁵ Kennickell (2010). Osier (2016, S. 13) bestimmt für einige teilnehmende Länder des HFCS die Antwortraten von Haushalten, bei der die Einschätzung des Interviewers berücksichtigt wurde, ob es sich hierbei um besser gestellte oder ärmere Behausungen handelte. Diese hat ergeben, dass in den meisten Ländern die Klassifikation als „bessere gestellte Behausung“ und „besser gestellte“ Nachbarschaft mit einer generellen Abnahme der Antwortraten einhergeht. In demselben Bericht genannte Informationen der Nationalbank Spaniens zeigen eine abnehmende Kooperationsrate spanischer Haushalte mit steigender Vermögensklasse.
²⁶ Siehe dazu auch den Online-Appendix von Eckerstorfer et al. (2016).
²⁷ Vgl. Bach et al. (2012); Bach, Beznoska (2012).
²⁸ Vgl. Clauset et al. (2009).
²⁹ Wald (1945).
³⁰ Dies folgt aus dem Umstand, dass $1 - P(x_i) = \Pr(X_i > x_i) = \left(\frac{m_i}{x_i}\right)^{\alpha_i} \equiv \frac{H_{x_i}}{HH_i + H_i}$.
³¹ ECB (2016a) 61.
³² Ebendort.

Literatur

- Atkinson, A., *Incomes and the welfare state* (Cambridge 1995).
 Atkinson, A., *Concentration among the rich* (= Research Paper, UNU-WIDER, United Nations University (UNU), No. 2006/151).
 Atkinson, A., *The changing distribution of earnings in OECD countries* (Oxford 2008).
 Atkinson, A., *Inequality: What Can Be Done?* (Cambridge, MA, 2014).
 Avery, R.; Elliehausen, G.; Kennickell, A., *Measuring Wealth with Survey data: An Evaluation of the 1983 Survey of Consumer Finances*, in: *Review of Income and Wealth* 34/4 (1986) 339-369.
 Bach, S.; Beznoska, M., *Aufkommens- und Verteilungswirkung einer Wiederbelebung der Vermögenssteuer* (= Politikberatung Kompakt 68, DIW, Berlin 2012).
 Bach, S.; Beznoska, M.; Steiner, V., *Aufkommens- und Verteilungswirkung einer Grünen Vermögensabgab* (= Politikberatung Kompakt 59, DIW, Berlin 2012).

- Clauset, A.; Shalizi, C.; Newman, M., Power-Law Distributions in Empirical Data, in: *SIAM Review* 51/4 (2009) 661-703.
- Cowell, F., *Measuring inequality* (Oxford 2009).
- D'Alessio, G.; Faiella, I., Non-response behaviour in the Bank of Italy's Survey of Household Income and Wealth (= No 462, Temi di discussione (Economic working papers), Bank of Italy, Economic Research and International Relations Area, Rom 2002).
- Eckerstorfer, P.; Halak, J.; Kapeller, J.; Schütz, B.; Springholz, F.; Wildauer, R., Correcting for the Missing Rich: An Application to Wealth Survey Data, in: *Review of Income and Wealth* 62/4 (2016) 605-627.
- Eckerstorfer, P.; Halak, J.; Kapeller, J.; Schütz, B.; Wildauer, R., Bestände und Verteilung der Vermögen in Österreich (= Materialien zu Wirtschaft und Gesellschaft 122, Wien 2013).
- European Central Bank, The Eurosystem Household Finance and Consumption Survey. Methodological Report for the first wave (= Statistics Paper Series No 1/2013, Frankfurt am Main 2013).
- European Central Bank, The Household Finance and Consumption Survey: Methodological report for the second wave (= Statistics Paper Series No 17/2016, Frankfurt am Main 2016).
- Gabaix, X., Power Laws in Economics: An Introduction, in: *Journal of Economic Perspectives* 30/1 (2016) 185-206.
- Gibrat, R., *Les Inégalités économiques, applications* (Paris 1931).
- Guttmann, R.; Plihon, D., Consumer debt and financial fragility, in: *International Review of Applied Economics* 24/3 (2010) 269-283.
- IMF, Causes and Consequences of Income Inequality: A Global Perspective (= IMF Staff Discussion Note, Washington, D. C., 2015).
- Kennickell, A. B., The Good Shepherd: Sample Design and Control for Wealth Measurement in the Survey of Consumer Finances (Luxembourg Wealth Study Conference, Luxemburg 2005).
- Kennickell, A. B., The Role of Over-sampling of the Wealthy in the Survey of Consumer Finances, in: *Irving Fisher Committee Bulletin* 28 (2008) 403-408.
- Kennickell, A. B., Try, Try Again: Response and Nonresponse in the 2009 SCF Panel. Proceedings of the Section on Survey Research Methods (2010).
- Kennickell, A.; McManus, D., Sampling for Household Financial Characteristics Using Frame Information on Past Income (= Paper presented at the 1993 Joint Statistical Meetings, Atlanta 1993).
- Klass, O.; Biham, O.; Levy, M.; Malcai, O.; Solomon, S., The Forbes 400 and the Pareto wealth distribution, in: *Economics Letters* 90/2 (2006) 290-295.
- Kratz, M.; Resnick, S. I., The qq-estimator and heavy tails, in: *Communications in Statistics. Stochastic Models* 12/4 (1996) 699-724.
- Little, R. J. A.; Rubin, D. B., *Statistical Analysis with Missing Data* (Hoboken, N. J., 2002).
- Milanovic, B., *Worlds Apart. Measuring International and Global Inequality* (Princeton 2005).
- Milanovic, B., Income inequality is cyclical, in: *Nature* 537/7621 (2016) 479-482.
- Newman, M., Power Laws, Pareto Distributions and Zipf's law, in: *Contemporary Physics* 46 (2005) 323-351.
- Oesterreichische Nationalbank, Household Finance and Consumption Survey des Eurosystems 2014: Erste Ergebnisse für Österreich (zweite Welle) (Wien 2016a); online: https://www.hfcs.at/dam/jcr:f1c6641e-f691-426b-a690-1da5cbf0203d/HFCS%20Erste%20Ergebnisse%20Juni_16-screen.pdf (zuletzt eingesehen am 28.10.2017).
- Oesterreichische Nationalbank, Household Finance and Consumption Survey des Eurosystems 2014: Methodische Grundlagen für Österreich (zweite Welle) (Wien 2016b);

- online: https://www.hfcs.at/dam/jcr:13f31fd0-af99-4dce-980d-7fbd1f24ac80/HFCS_Methodische%20Grundlagen_2016.pdf (zuletzt eingesehen am 28.10.2017).
- Osier, G., Unit non-response in household wealth surveys. Experience from the Eurosystem's Household Finance and Consumption Survey (= European Central Bank Statistics Paper Series No 15/2016, Frankfurt am Main 2016).
- Piketty, T., Capital in the twenty-first century (Cambridge, MA, 2014).
- Rigney, D., The Matthew effect (New York 2010).
- Rubin, D., Multiple imputation for nonresponse in surveys (Hoboken, N. J., 1987).
- Stiglitz, J., The Price of Inequality: How Today's Divided Society Endangers Our Future (New York 2012).
- Vermeulen, P., How fat is the top tail of the wealth distribution? (= ECB Working Paper Series 1692, Frankfurt am Main 2014).
- Vermeulen, P., Estimating the Top Tail of the Wealth Distribution, in: American Economic Review 106/5 (2016) 646-650.
- Wald, A., Statistical Decision Functions Which Minimize the Maximum Risk, in: Annals of Mathematics 46 (1945) 265-280.

Zusammenfassung

Ziel der vorliegenden Arbeit war es, die Untererfassung reicher Haushalte in der zweiten Welle des HFCS unter der Annahme einer Pareto-Verteilung für den oberen Rand der Vermögensverteilung zu korrigieren und damit eine realistischere Darstellung der Bestände und Verteilung privater Vermögen in Österreich zu liefern. Dabei wurden auf Basis von Monte-Carlo-Simulationen verschiedene Varianten der Implementierung dieser Pareto-Methode überprüft. Es hat sich gezeigt, dass bei Vorliegen nicht-gleichverteilter Antwortverweigerungen, die insbesondere die Spitze der Vermögensverteilung betreffen, der QQ-Schätzer in Kombination mit einer Liste der reichsten ÖsterreicherInnen gut geeignet ist, um den oberen Rand der österreichischen Vermögensverteilung statistisch abzubilden. Die Methode von Eckerstorfer et al. (2013, 2016) wurde damit um Überlegungen zu Nichtbeantwortungsproblemen erweitert. Unter der Annahme einer Pareto-Verteilung am oberen Rand der Vermögensverteilung beläuft sich das geschätzte Gesamtvermögen auf 1,317 Mrd. Euro. Wird im Vergleich dazu das Gesamtvermögen der österreichischen Haushalte basierend auf den HFCS-Daten geschätzt, ohne weitere Versuche zu unternehmen, für die Untererfassung der Vermögensspitze zu korrigieren, ergibt sich ein Wert von 998 Mrd. Euro. Der Unterschied entspricht einem Anstieg des Durchschnittsvermögens um 81.000 Euro (von 258.000 Euro auf 339.000 Euro). Der Anteil der reichsten 1% der Haushalte am österreichischen Gesamtvermögen steigt dadurch von 25% auf 41%.

Abstract

This report provides an estimation of the Austrian wealth distribution based on the second wave of the Household Finance Consumption Survey (HFCS). The HFCS, conducted by the European System of Central Banks, is the best data source for empirical research on private wealth across Europe and is therefore of great importance for studying issues of distribution and wealth. This article particularly focuses on the top of the wealth distribution and introduces an estimation process for the consideration of differential non-response. While the HFCS data is an indispensable source for inequality research, it still faces the common problems of survey data on private wealth, namely the lacking coverage of the richest households. This leads to a systematic underestimation of total wealth and wealth inequality. In this paper, we aim to adjust for the undercoverage at the top of the distribution

based on the assumption that the top of the wealth distribution follows a power-law. We extend this approach by also considering the role of non-response bias, as there is some evidence that this aspect has become more important in the second wave of the HFCS in Austria. To account for this problem, we initially test different estimation methods by the use of Monte-Carlo simulations. Subsequently, we adjust the data accordingly to estimate the amount of wealth held by the top of the distribution. Our results show that total wealth and wealth inequality are underestimated in the HFCS raw data. Using the adjusted data, total wealth rises from 998 bn. to 1,317 bn. euro, average wealth rises 83,000 euro, and the top one percent's share of total wealth jumps from 25 to 41 percent. These results are qualitatively in line with previous research of Eckerstorfer et al. (2013) on the first wave of the HFCS.