

Repräsentativität der ersten Welle des HFCS in Österreich

Pirmin Fessler,
Peter Mooslechner,
Martin Schürz¹

Ende August 2010 ist die Feldphase der ersten Welle des Household Finance and Consumption Survey (HFCS) in Österreich angelaufen. Der vorliegende Beitrag beschäftigt sich mit der „Repräsentativität“ der ersten Welle des HFCS. Die Thematik des Vermögens privater Haushalte ist weitgehend unerforscht und bei den anzuwendenden statistischen Methoden gibt es eine Reihe von Neuerungen. Zum ersten Mal werden für Österreich Daten zum Geld- und Immobilienvermögen sowie zur Verschuldung der privaten Haushalte gemeinsam auf Mikroebene erhoben. Auch bei den Methoden gibt es eine Reihe von Innovationen. Der Schwerpunkt dieses Beitrags wird insbesondere auf die Stichprobenziehung gelegt. Gleichzeitig werden Informationen zur geplanten Gewichtung der erhobenen Daten und zu den vorgesehenen Imputationen gegeben.

Der vorliegende Beitrag ist der fünfte in einer Reihe von Studien zum Household Finance and Consumption Survey (HFCS). In den vorangegangenen Beiträgen wurden die Themen der statistischen Herausforderungen (Fessler et al., 2009a), des Problems der Stichprobenziehung (Fessler et al., 2009b), der Interviewtechniken (Fessler et al., 2009c) und der Vermögenskonzeption im HFCS (Fessler et al., 2010) im Allgemeinen diskutiert.

Dieser Beitrag beschäftigt sich mit praktischen Fragen der Umsetzung der ersten Welle des HFCS in Österreich. Insbesondere wird auf die Frage der *Repräsentativität* der Daten geachtet. Auf die volkswirtschaftliche Bedeutung der Erhebung und die Notwendigkeit der Daten für Geldpolitik, Finanzmarktstabilität und wirtschaftspolitische Analysen generell wurde bereits in den vorangegangenen Beiträgen eingegangen.

Insgesamt dient diese Studienreihe dazu, einen breiten und verständlichen Überblick über das HFCS-Projekt zu geben und einen einfachen Zugang zu einem sehr komplexen Gebiet zu ermöglichen. Keineswegs kann sie eine wissenschaftliche Dokumentation der verwen-

deten Methoden ersetzen. Dafür wird – sobald die Daten verfügbar sind – eine Reihe von detaillierten Publikationen entstehen. Sämtliche verfügbaren Informationen sind auch auf der Website des Projekts in Österreich abzurufen (www.hfcs.at).

Kapitel 1 beschäftigt sich mit der angestrebten Repräsentativität der Daten der ersten Welle des HFCS in Österreich und den angewandten Methoden in Bezug auf Stichprobenziehung, Gewichtung und Imputationen. Kapitel 2 liefert einen Überblick über die Grenzen des Datensatzes im Hinblick auf Finanzmarktstabilitätsanalysen. Eine Zusammenfassung und ein Ausblick finden sich in Kapitel 3.

1 Repräsentativität der ersten Welle des HFCS

Repräsentativität bedeutet, dass die Analyse der Erhebung einer Teilmenge zu denselben Ergebnissen führt wie die Analyse der Grundgesamtheit selbst. Da die Grundgesamtheit aber in den meisten Fällen – da eine Vollerhebung zu kostenintensiv ist – unbekannt bleibt, ist in der empirischen Forschung unumstritten, dass ein bestimmter Grad

¹ Oesterreichische Nationalbank, Abteilung für volkswirtschaftliche Analysen, pirmin.fessler@oenb.at; Hauptabteilung Volkswirtschaft, peter.mooslechner@oenb.at; Abteilung für volkswirtschaftliche Analysen, martin.schuerz@oenb.at. Die Autoren danken Peter Lindner, Karin Wagner, Siegfried Zottel und Nicolás Albacete für nützliche Hinweise.

an Unsicherheit unvermeidlich ist. Informationen liegen nur über einen Teil der Grundgesamtheit vor. Zudem kann eine komplexe Erhebung nicht in allen Dimensionen repräsentativ sein.

Ziel der Erhebungsmethoden ist, möglichst genau zu wissen, welcher Grad an Unsicherheit für die Aussagen auf Basis einer Stichprobe (Teilmenge der Grundgesamtheit) vorliegt. Das Ausmaß der Unsicherheit soll – gegeben bestimmte Restriktionen in Bezug auf Zeitaufwand, Kosten und Durchführbarkeit – möglichst gering gehalten werden. Daher muss jeder einzelne methodische Schritt der Erhebung detailliert geplant, präzise durchgeführt und umfassend dokumentiert werden.

Eine hohe Repräsentativität der erhobenen Daten ist vor allem für die Schätzung von Aggregatswerten, Mittelwerten, Anteilswerten etc. von zentraler Bedeutung. Bei den Analysen von Zusammenhängen (Regressionen, Korrelationen usw.) geht es hingegen stärker um die Variation der Daten.

1.1 Stichprobe

Die Verfahren der Stichprobenziehung des HFCS werden sich in den einzelnen Ländern des Euroraums unterscheiden und auch die Stichprobengrößen werden variieren. Für Österreich wurde in beiderlei Hinsicht ein ambitionierter Ansatz gewählt.

1.1.1 Stichprobenbasis

Bei der Stichprobenziehung der ersten Welle des HFCS kommt in den meisten Ländern des Euroraums ein sogenanntes mehrstufiges Zufallsverfahren zum Einsatz. Das österreichische, zweistufige Verfahren wurde speziell für den HFCS von der Oesterreichischen Nationalbank (OeNB) in Zusammenarbeit mit dem Institut für empirische Sozialforschung (IFES) entwickelt.

Es wird in dieser Form erstmalig in Österreich eingesetzt. Das Verfahren weist einige Vorzüge auf. Als Stichprobenbasis dient ein Adressverzeichnis der Österreichischen Post AG, das alle Abgabestellen in Österreich umfasst. „Eine Abgabestelle ist ein durch bauliche Maßnahmen getrennter Ort, an dem Postsendungen an einen oder mehrere Empfänger zugestellt werden können.“ Für diese Definition ist es unerheblich, wie viele Personen oder Firmen in dieser Einheit wohnen oder ihren Firmensitz haben. Das Verzeichnis erlaubt, private Abgabestellen von gewerblichen Abgabestellen zu unterscheiden. Werden Abgabestellen sowohl privat als auch gewerblich genutzt, erfolgt die Zuordnung nach ihrer überwiegenden Nutzung. In diese Beurteilung fließt die Art der Bauweise, das Erscheinungsbild der Wohneinheit und der Anteil der an die Abgabestelle gesendeten Post (Empfänger Privatperson/Firma) ein. Bei privaten Abgabestellen kann es sich in seltenen Fällen auch um bewohnte Wohnwagen, Scheunen, Zelte oder Ähnliches handeln, die einem privaten Haushalt (im Folgenden auch Haushalt genannt) im Sinn der HFCS-Erhebung entsprechen, aber möglicherweise keinen gemeldeten Hauptwohnsitz bilden und bei einer Erfassung über das Zentrale Melderegister nicht in der Grundgesamtheit inkludiert wären. Zudem werden „Zweitwohnsitze“ ebenfalls gesondert ausgewiesen und können daher aus der Grundgesamtheit ausgeschlossen werden. Bei den Zweitwohnsitzen handelt es sich vorrangig um Kleingartensiedlungen und nicht ganzjährig bewohnte Einheiten. Dennoch können auch „Nebenwohnsitze“ im Sinn des Zentralen Melderegisters einen Haushalt im Sinn des HFCS beherbergen und daher im HFCS erfasst werden.

Ein weiterer Vorteil gegenüber der Verwendung des Zentralen Melderegis-

ters ist, dass Haushalte erfasst werden können, die ihren Wohnsitz gar nicht gemeldet haben. Es werden auch Zuordnungsfehler vermieden, die durch eine zu späte An- oder Abmeldung entstehen können. Wenn neue Gebäude gebaut oder alte Bauten abgerissen werden, werden diese Änderungen im Adressenregister rasch erfasst. Die zugestellten Strom- und Gasrechnungen führen zur Erfassung der Einheit, ob diese nun offiziell als Wohnsitz gemeldet ist oder nicht. In Österreich kann zudem auch davon ausgegangen werden, dass ein Teil der Haushalte (im Sinn der Erhebung – zu einer Definition siehe Fessler et al., 2010) in als Nebenwohnsitz gemeldeten Wohneinheiten lebt (Studenten etc.). Die Anzahl der in einer Gemeinde gemeldeten Hauptwohnsitze bildet auch eine Grundlage der Gemeindebudgets, weshalb Gemeinden besonders bemüht sind, möglichst viele Einwohner mit gemeldeten Hauptwohnsitzen aufweisen zu können. Nach der Haushaltsdefinition des HFCS wären darunter private Haushalte, die methodisch korrekterweise an einem anderen Ort zu erfassen wären.

1.1.2 Stichprobenziehung

In einem ersten Schritt des Verfahrens der Stichprobenziehung wird nach NUTS-3-Regionen² und Gemeindegrößenklassen geschichtet (stratifiziert). In Österreich gibt es 35 NUTS-3-Regionen und es werden 8 Gemeindegrößenklassen unterschieden.

Die Zählsprenkel bilden die kleinste politische Einheit, in der private Abgabestellen zusammengefasst sind. In Österreich gibt es 8.745 derartige Zählsprenkel. Nachdem Zählsprenkel mit weniger

als 50 privaten Haushalten (Abgabestellen) mit den regional nächsten zusammengefasst wurden, bleiben 8.407 Zählsprenkel. Sie stellen die sogenannte *Primary Sampling Unit (PSU)* der HFCS-Erhebung dar.

Nicht in jeder der 35 NUTS-3-Regionen Österreichs finden sich Gemeinden in allen acht Gemeindegrößenklassen. So fehlen in manchen NUTS-3-Regionen große Städte, in anderen mittlere oder kleine Gemeinden. In Wien werden die 23 Gemeindebezirke als *Strata* verwendet, da eine Aufgliederung nach Gemeindegrößenklassen und NUTS-3-Regionen keinen Sinn machen würde. Deshalb ergeben sich insgesamt bei einer Aufgliederung der NUTS-3-Regionen nach den acht Gemeindegrößenklassen 193 *Strata*. Einige wenige *Strata* beinhalten eine zu geringe Anzahl an Haushalten, um auch nur einen Zählsprenkel zugeordnet zu bekommen. Damit diese Haushalte aber eine positive Wahrscheinlichkeit haben, in die Stichprobe gezogen zu werden, wurden einige *Strata* zusammengelegt. Durch die Kombination von NUTS-3-Regionen und Gemeindegrößenklassen ergeben sich insgesamt 170 *Strata* (inklusive 23 Wiener Bezirke) für ganz Österreich.

Die Anzahl der zu ziehenden Zählsprenkel bestimmt sich proportional nach der Anzahl der Privathaushalte (Statistik Austria, Mikrozensus 2009) in einem Stratum. In Wien kommt es zu einer leicht überproportionalen Ziehung, da aufgrund von Erfahrungswerten aus vorangegangenen Erhebungen (Geldvermögenserhebung 2004, Immobilienvermögenserhebung 2008) mit einem höheren Anteil an Teilnah-

² *Nomenclature des unités territoriales statistiques (NUTS)*. Nach der Regionalgliederung wird Österreich in 35 NUTS-3-Regionen eingeteilt. Diese Regionen sind großteils Gruppen von politischen Bezirken. Die Landeshauptstädte werden meist mit ihren Umlandbezirken zusammengefasst. In Wien werden die Zählsprenkel Zählbezirke genannt.

meverweigerungen bzw. einer höheren Nichterreichbarkeit von Haushalten gerechnet wird.

Laut Mikrozensus 2009 gibt es in Österreich rund 3,6 Millionen private Haushalte. Die Anzahl der Haushalte gemäß Mikrozensus unterschätzt aber die tatsächliche Anzahl der privaten Haushalte gemäß der Definition des HFCS. Für den Mikrozensus kann eine Wohneinheit erst dann einen privaten Haushalt beherbergen, wenn zumindest eine darin lebende Person offiziell im Zentralen Melderegister ihren Hauptwohnsitz gemeldet hat (Statistik Austria, 2008). Im HFCS wird im Vergleich zum Mikrozensus (oder auch EU-SILC) eine breitere Definition der Stichprobenbasis angewandt, die auch Haushalte mit einbezieht, in denen nicht notwendigerweise mindestens eine Person ihren Hauptwohnsitz offiziell angemeldet hat. Dies entspricht eher der Grundgesamtheit der privaten Haushalte, wie sie im HFCS definiert werden.³ Es ist zu vermuten, dass zumindest ein Teil der Bevölkerung auch in Wohneinheiten lebt, in denen keine Person offiziell einen Hauptwohnsitz gemeldet hat. Ein Beispiel dafür sind z. B. Wohngemeinschaften von Studenten, die ihren Hauptwohnsitz laut Zentralen Melderegister an anderen Orten (etwa jenem der Eltern) beibehalten, obwohl sie bereits einen neuen Haushalt gebildet haben.

Umgekehrt wird die tatsächliche Anzahl der privaten Haushalte laut HFCS-Definition von der Anzahl der Abgabestellen überschätzt, da auch Abgabestellen im Verzeichnis enthalten sein können, die nicht mehr oder nur zu einem geringen Teil des Jahres

bewohnt werden. Insgesamt gibt es rund 3,9 Millionen private Abgabestellen in Österreich.

In einem zweiten Schritt werden innerhalb der Zählsprenkel die einzelnen Haushalte (private Abgabestellen) gezogen. Dies geschieht aus Kostengründen „geklumpt“ (clustered), das heißt, dass innerhalb eines Zählsprenkels⁴ jeweils acht (Wien) bzw. zwölf (restliche Bundesländer) Haushalte gezogen werden, unabhängig davon, wie viele Haushalte ein Zählsprenkel beinhaltet. Diese Klumpung muss in der Berechnung der Haushaltsgewichte berücksichtigt werden. Ein besonderer Vorteil des österreichischen Stichprobendesigns sind die sehr kleinräumigen PSUs: im Durchschnitt enthält ein Zählsprenkel weniger als 500 Haushalte.

Die breite Basis der Stichprobenziehung (Sampling Frame), die feingliedrige Stratifizierung, die besonders kleinräumigen PSUs und das klare und konsistente Stichprobendesign sind die Grundlagen, um letztlich eine gute Repräsentativität zu erreichen.

Tabelle 1 zeigt die leichten Unterschiede in der Anzahl der privaten Haushalte – nach Bundesländern – laut Statistik Austria (gemeldete Hauptwohnsitze) bzw. laut Abgabestellenregister. Die Gewichte könnten auch so angepasst werden, dass sie die Verteilung nach gemeldeten Hauptwohnsitzen abbilden. Die Gesamtsumme der privaten Haushalte wird der gesamten Wohnbevölkerung entsprechend angepasst werden (Post-Stratifikations-Gewichte). Da ohnehin nicht zu erwarten ist, dass es in jeder Region zur exakt gleichen Ausschöpfung kommt, stellen

³ Nicht zuletzt kommt den Interviewern die Aufgabe zu, während des Erhebungsprozesses festzustellen, ob es sich um einen privaten Haushalt laut Definition des HFCS handelt oder nicht.

⁴ In Wien werden die Zählsprenkel als Zählbezirke bezeichnet. Diese sind jedoch nicht mit den Wiener Bezirken ident. Jeder Gemeindebezirk umfasst eine Vielzahl an Zählbezirken.

Tabelle 1

HFCS-Stichprobenziehung in Österreich

	Mikrozensus ¹		HFCS-Stichprobenziehung				
	Anzahl privater Haushalte (Hauptwohnsitzmeldungen)	in %	Anzahl privater Haushalte (Abgabestellen)	in %	Anzahl gezogener Haushalte	in %	in % gewichtet nach Designgewichten
Vorarlberg	150.308	4,2	153.625	3,9	168	3,8	3,9
Tirol	288.166	8,0	306.668	7,8	336	7,6	7,8
Salzburg	223.462	6,2	232.617	5,9	252	5,7	5,9
Oberösterreich	582.070	16,2	590.169	15,0	672	15,1	15,0
Kärnten	238.199	6,6	246.280	6,3	276	6,2	6,3
Steiermark	500.921	13,9	540.802	13,8	576	13,0	13,8
Burgenland	112.004	3,1	125.540	3,2	132	3,0	3,2
Niederösterreich	664.702	18,5	742.310	18,9	768	17,3	18,9
Wien	838.427	23,3	983.406	25,1	1.256	28,3	25,1
Insgesamt	3.598.259	100,0	3.921.417	100,0	4.436	100,0	100,0

Quelle: OeNB, Statistik Austria.

¹ Statistik Austria – Mikrozensus-Arbeitskräfteerhebung 2009.

derartige geringe Abweichungen in der Verteilung kein Problem dar. Eine exakte Verteilung ist in Bezug auf abgeschlossene Interviews nicht planbar und Gewichtungen daher immer notwendig. Auch das leicht überproportionale Einbeziehen von Haushalten in Wien ist in Tabelle 1 erkennbar.

1.1.3 Stichprobengröße des HFCS

Insgesamt werden in die Stichprobe (Stichprobengröße zu Beginn der Feldphase) des HFCS in Österreich 4.436 private Haushalte (private Abgabestellen) gezogen. Erfahrungsgemäß werden nicht alle Haushalte an der Erhebung teilnehmen. Das kann mehrere Gründe haben. Die gezogene Abgabestelle kann keinen Haushalt im Sinn des HFCS darstellen und dies stellt sich erst im Lauf der Erhebung heraus. Zudem können Haushalte trotz mehrfacher, über einen längeren Zeitraum verteilter, Kontaktversuche nicht erreichbar sein oder die Teilnahme verweigern.⁵ Dies führt dazu, dass nur für eine Teilmenge der Bruttostichprobe tatsächlich

Interviews durchgeführt werden können. Wie viele dies beim HFCS sein werden, ist zum gegenwärtigen Zeitpunkt unbekannt.

In Deutschland werden abgeschlossene Interviews von etwa 4.000 Haushalten angestrebt (es wurden etwa 8.000 Adressen in vier Tranchen gezogen). Bei einer Haushaltspopulation von rund 40 Millionen Haushalten bedeutet dies, dass ein Haushalt in der Stichprobe der Deutschen Bundesbank im Durchschnitt rund 10.000 Haushalte repräsentieren wird. Der – dem HFCS vergleichbare – Survey of Consumer Finances (SCF) der Fed in den USA hat eine Nettostichprobe von 4.500 Haushalten. Dies bedeutet bei einer Haushaltspopulation in den USA von etwa 105 Millionen, dass ein Haushalt der Stichprobe im Durchschnitt rund 23.000 Haushalte repräsentiert. Sollte die erste Welle des HFCS in Österreich beispielsweise 2.000 Haushalte beinhalten, würde dies bei 3,6 Millionen Haushalten in Österreich bedeuten, dass ein Haushalt der Stich-

⁵ Es müssen mindestens fünf Kontaktversuche getätigt werden und davon sind zumindest zwei vor Ort zu realisieren.

probe rund 1.800 Haushalte repräsentiert. Bei 3.000 abgeschlossenen Interviews wären es nur mehr 1.200 Haushalte.⁶

1.1.4 Nachziehungsverfahren

Oftmals werden relativ große Bruttostichproben gezogen und in mehrere Tranchen unterteilt. Stellt sich heraus, dass in einer Tranche zu wenige Interviews erzielt wurden, kommt die nächste Tranche zum Einsatz. Auf diese Weise wird gewährleistet, dass genügend Haushalte interviewt werden. Manche Erhebungen ziehen für einzelne Ausfälle direkt Adressen aus demselben Stratum nach, um die Lücken zu ersetzen. Dies ist methodisch problematisch, weil keine Möglichkeit mehr bestünde, die konditionale Ziehungswahrscheinlichkeit für den nachgezogenen Haushalt zu berechnen. Die Kenntnis dieser Ziehungswahrscheinlichkeit ist aber zur Berechnung der Designgewichte notwendig (Abschnitt 1.2.1). Die Verwendung mehrerer Tranchen ist ein prinzipiell gangbarer Weg, birgt jedoch die Gefahr, dass auf diese Art Anreize für die Interviewer gesetzt werden, die zu einer Verzerrung der Stichprobe führen. Die rezente Literatur spricht sich daher gegen jegliches Nachziehungsverfahren aus. Vehovar (1999) zeigt, dass ein Nachziehungsverfahren den Bias vergrößert, die Feldphase verlängert, die Kontrolle der Feldarbeit erschwert und zu einer geringeren Rate an durchgeführten Interviews führt, da die Interviewer wissen, dass bei einem Ausfall noch auf andere Adressen zurückgegriffen werden kann. Im International Social Survey Program (ISSP, 2003) wird ebenfalls von Nach-

ziehungsverfahren abgeraten, da sie zu sogenannten *Convenience-Stichproben* führen können. Interviewer würden dazu tendieren, schwierigere Fälle rascher als Teilnahmeverweigerung zu betrachten. Sie würden sich weniger Mühe geben, schwierige Haushalte zu kontaktieren, da sie wissen, dass es für diese Haushalte Ersatz gibt. Im European Social Survey (ESS) ist eine Substitution aus diesen Gründen untersagt (ESS, 2004).

Dennoch wird es im Rahmen des HFCS einige Länder geben, die ein Nachziehungsverfahren anwenden, da es aus Kostengründen nicht möglich war, von vornherein eine entsprechend große Bruttostichprobe ohne Tranchen zu ziehen. Eine Bruttostichprobe muss vollständig abgearbeitet werden, selbst wenn die Teilnahmequote überraschend gut ausfällt, da es ansonsten auch zu Verzerrungen kommen kann (Convenience Bias). Konzeptuell gilt, dass die Befragung nicht bei einer bestimmten Zielgröße für die Nettostichprobe abgebrochen wird.⁷

Im Fall von Österreich gibt es beim HFCS keinerlei Tranchen und es wird auch kein Nachziehungsverfahren angewandt. Ein Überrepräsentieren von Haushalten in Wien, wo generell niedrigere Teilnahmeraten (bzw. Erreichbarkeit) erwartet werden, wurde hingegen implementiert. Diese Vorgangsweise wird in den nächsten Wellen auf Basis der Ergebnisse der ersten Welle verstärkt werden (Kapitel 2) und wird auch in der rezenten Literatur empfohlen (Pickery und Carton, 2008).

1.2 Gewichtung

Das Stichprobendesign der Haushalte soll Forschern erlauben, Aussagen über

⁶ Detaillierte Informationen zur Wahl der Stichprobengröße und deren Bedeutung werden sich in den wissenschaftlichen Publikationen zur Dokumentation finden.

⁷ Bei Umfragen ist es auch heute noch üblich, dass vom Auftraggeber eine bestimmte Größe der Nettostichprobe verlangt wird, ohne dass man sich um die Höhe der Bruttostichprobe kümmert.

die Grundgesamtheit der privaten Haushalte in Österreich mit einem bekannten Ausmaß an Unsicherheit zu treffen. Um sicherzustellen, dass statistische Aussagen – wie etwa die Schätzung des Mittelwerts – möglichst unverzerrt und mit einem möglichst geringen Maß an Unsicherheit behaftet sind, werden zudem Gewichtungen vorgenommen.

Jeder Haushalt in der Stichprobe steht für eine bestimmte Anzahl an Haushalten in der Grundgesamtheit. Aufgrund des Stichprobendesigns, der unterschiedlichen Teilnahmequoten und möglicher zufälliger Abweichungen von bekannten Merkmalen der Grundgesamtheit bildet aber nicht jeder Haushalt der Stichprobe gleich viele Haushalte der Grundgesamtheit ab. Wie viele Haushalte durch den einzelnen Haushalt in der Stichprobe repräsentiert werden, wird durch die Gewichtung bestimmt.

In der ersten Welle des HFCS in Österreich kommen drei Gewichtungsschritte zum Einsatz.

1.2.1 Designgewichte

Aus dem Stichprobendesign ergeben sich direkt *Designgewichte* (*Probability Weights*), die je nach der Wahrscheinlichkeit, mit der ein Haushalt in die Stichprobe gezogen wird, diesen unterschiedlich gewichten. Bei der Berechnung der Designgewichte wird berücksichtigt, dass gemäß dem Stichprobendesign nicht jeder Haushalt in Österreich die gleiche Wahrscheinlichkeit hatte, in die Stichprobe gezogen zu werden. Haushalte in der Stichprobe, die einen durch das Stichprobendesign unterrepräsentierten Teil der Grundpopulation bilden, bekommen daher höhere Gewichte zugewiesen und Haushalte, die einen durch das Stichprobendesign überrepräsentierten Teil abbilden, niedrigere.

Da die Anzahl der Zählsprenkel (multipliziert mit acht bzw. zwölf Haushalten) innerhalb der Strata proportional zur Anzahl der Haushalte festgelegt ist, ergeben sich daraus keine Gewichtungsnecessitäten. Die Zählsprenkel innerhalb der Strata werden zufällig gewählt. Innerhalb der Zählsprenkel werden jedoch jeweils acht (restliche Bundesländer) bzw. zwölf Haushalte (Wien) gezogen, unabhängig davon, wie viele Haushalte sich in einem Zählsprenkel befinden. Die Wahrscheinlichkeit für einen einzelnen Haushalt, innerhalb eines bestimmten Zählsprenkels gezogen zu werden, ist daher acht bzw. zwölf dividiert durch die Anzahl der Haushalte im jeweils gezogenen Zählsprenkel. Der Kehrwert dieser Wahrscheinlichkeit bildet den ersten Teil des Designgewichts. Um das endgültige Designgewicht zu erhalten, wird dieser Wert mit einem Korrekturfaktor multipliziert, der sich aus der Division der Haushalte im jeweiligen Stratum durch die Summe der Haushalte in den gezogenen Zählbezirken im Stratum ergibt. Die Summe der so entstandenen Designgewichte der 4.436 gezogenen Haushalte ist dann wiederum gleich der Anzahl der Haushalte in der Grundgesamtheit (im Fall der ersten Welle des HFCS rund 3,9 Millionen private Abgabestellen).

1.2.2 Unit-Non-Response-Gewichte

Da nicht alle gezogenen Haushalte – aufgrund von Teilnahmeverweigerung und Nichterreichbarkeit – tatsächlich befragt werden, summieren sich die Gewichte der tatsächlich befragten Haushalte nicht auf die Anzahl der Haushalte in der Grundgesamtheit auf. Wären Teilnahmeverweigerungen und Nichterreichbarkeit zufällig, könnten alle Gewichte mit einem entsprechenden Faktor multipliziert werden,

um wieder auf die Gesamtanzahl in der Grundgesamtheit zu kommen. Es muss jedoch davon ausgegangen werden, dass diese Probleme keineswegs zufällig sind. Einerseits werden sich manche gezogenen Abgabestellen nicht als Haushalte im Sinn des HFCS herausstellen und dieses Phänomen wird aller Voraussicht nach nicht gleich verteilt über die Regionen sein. Andererseits ist aus ähnlichen Erhebungen bekannt, dass besonders einkommens- und vermögensreichere Haushalte die Teilnahme häufiger verweigern und dass Haushalte, die nur aus wenigen Personen bestehen, im Allgemeinen schwerer zu erreichen sind (*Unit-Non-Response*).⁸ Auch regionale Unterschiede und ein Stadt-Land-Gefälle sind zu beobachten. Diese Gründe führen zu Verzerrungen. Daher werden die einzelnen Haushaltsgewichte durch *Unit-Non-Response-Gewichte* angepasst. Bestimmte Haushaltstypen oder Regionen mit höherer Nichtteilnahmequote bekommen ein größeres Gewicht zugewiesen und jene mit einer niedrigeren Nichtteilnahmequote ein geringeres.

Durch *Unit-Non-Response-Gewichte* kann das Problem der Nichtteilnahme von Haushalten teilweise behoben werden. Es gibt eine Reihe von unterschiedlichen Möglichkeiten, derartige (*Unit-Non-Response-Gewichte*) zu erstellen. Manche beruhen auf der Gruppierung der Stichprobe nach verschiedenen Antwortraten oder anderen bekannten Mustern (*Cell Weighting*, *Ranking*), andere modellieren den Prozess der *Unit-Non-Response* anhand von ökonomischen Modellen (*Propensity Score Weighting*, *Regression Weighting* etc.). Welche Variante zur Berechnung der (*Unit-Non-Response-Gewichte*) in der ersten Welle des HFCS

in Österreich angewandt wird, kann erst nach der Beendigung der Feldphase entschieden werden.

Je mehr Informationen auch über jene Haushalte zur Verfügung stehen, die nicht an der Erhebung teilgenommen haben, desto bessere Methoden können für die *Unit-Non-Response-Gewichte* angewandt werden und desto besser lässt sich dieses Problem mildern. In der Sichtung der Ergebnisse der Feldphase geht es darum, möglichst viel über den Prozess der (*Unit-Non-Response*) zu erfahren, um einschätzen zu können, welche Typen von Haushalten die Teilnahme verweigerten oder nicht erreichbar waren. Je genauer dies festgestellt werden kann, umso eher gelingt es, ähnliche Haushalte zu identifizieren und durch eine überproportionale Erhöhung von deren Gewichten das Fehlen der nicht teilnehmenden Haushalte auszugleichen. Der HFCS betritt auch in dieser Hinsicht statistisches Neuland in Österreich.

Im HFCS in Österreich wird für alle 4.436 Haushalte, ob sie an der Erhebung letztlich teilnehmen oder nicht, eine Vielzahl an Informationen vor Ort erhoben, um eine möglichst genaue Einschätzung darüber treffen zu können, um welchen Haushaltstyp es sich handelt. Neben dem Typ der Wohneinheit (Einfamilienhaus, Mehrfamilienhaus, Wohnung in Wohnanlage etc.) werden auch die Qualität des Gebäudes von außen und die Qualität der Wohngegend insgesamt sowie die Qualität relativ zu den anderen Gebäuden in der Wohngegend vom Interviewer eingeschätzt. Zudem steht auch eine Vielzahl an Informationen über die Interviewer zur Verfügung, die den *Unit-Non-Response-Prozess* ebenfalls beeinflussen können.

⁸ Zum Befund, dass vermögendere Haushalte in geringerem Ausmaß teilnehmen, siehe für die Erhebung der Banca d'Italia D'Alessio und Faiella (2002).

1.2.3 Post-Stratifikationsgewichte

Durch *Post-Stratifikationsgewichte* kann die Stichprobe an weitere – aus anderen Informationsquellen bekannte – Merkmale der Grundgesamtheit angepasst werden. Sind bestimmte Bevölkerungsgruppen unterrepräsentiert, bekommen sie höhere Gewichte und umgekehrt. Dafür können Datenquellen, wie etwa der Mikrozensus, herangezogen werden, die entweder über deutlich größere Stichproben verfügen oder aber ohnehin Vollerhebungen sind und daher von einer höheren Präzision ausgegangen werden kann. Hier spielen vor allem die Gesamtbevölkerungsgröße und die damit verbundene Anzahl der Haushalte (im Sinn des HFCS) eine Rolle. Die Anzahl der Haushalte wird sicherlich deutlich unter den 3,9 Millionen Abgabestellen, aber wohl etwas über der Anzahl der Haushalte laut Statistik Austria (die nach gemeldeten Hauptwohnsitzen bestimmt wird) liegen.

Aufgrund der feingliedrigen Stratifikation und der kleinen PSUs der ersten Welle des HFCS sollte es durch die Post-Stratifikationsgewichte nur noch zu geringen Veränderungen in Bezug auf die Verteilungen kommen.

Aus diesen drei Gewichten wird für jeden Haushalt ein finales Gewicht berechnet, das bestimmt, wie viele Haushalte der Grundgesamtheit durch jeden einzelnen Haushalt der Stichprobe abgebildet werden.

1.3 Imputationen

Ein weiteres Problem bei der HFCS-Erhebung ist die *Item-Non-Response*. Das Problem der Item-Non-Response ist ein besonders komplexes und erfordert aufwendige Methoden, um es zumindest teilweise beheben zu können und eine korrekte Schätzung der Un-

sicherheit (Standardfehler) von bestimmten Aussagen (Schätzern) über die Grundgesamtheit zu ermöglichen. Item-Non-Response tritt auf, wenn ein Haushalt zwar an der Erhebung teilnimmt, aber bestimmte Fragen nicht beantworten kann oder will. Das Nichtwissen von Antworten oder die Antwortverweigerung würde grundsätzlich kein Problem darstellen, wenn es zufällig über die an der Erhebung teilnehmenden Haushalte verteilt wäre. Aber davon kann keineswegs ausgegangen werden.

Tendenziell verweigern einkommens- und vermögensreichere Haushalte häufiger Fragen zu ihren Finanzen als ärmere Haushalte.⁹ Würden diese fehlenden Antworten nun einfach ignoriert werden bzw. würde lediglich ein Durchschnittswert anstelle der verweigerten Wertangabe verwendet werden, käme es zu einer Unterschätzung des durchschnittlichen Haushaltsvermögens in Österreich. Aus diesem Grund werden fehlende Werte imputiert und in die bestehenden „Lücken“ eingesetzt.

Little und Rubin (2002) bieten einen umfassenden Überblick zum Thema Imputationen. In den meisten Erhebungen wird entweder nicht imputiert (das heißt, die fehlenden Werte und deren Muster werden ignoriert) oder es werden nur einfache Imputationen (das heißt, die Unsicherheit über die geschätzten Werte wird vernachlässigt) durchgeführt. Dies hat zur Folge, dass bei ökonomischen Analysen die Standardfehler von Schätzern unterschätzt werden, woraus wiederum irreführende Resultate entstehen können.

Multiple Imputationsverfahren unterscheiden sich gegenüber einfachen Imputationsverfahren dadurch, dass für

⁹ Für die Erhebung der italienischen Notenbank (SHIW) gilt, dass Fehlantworten bei Einkommensfragen unter männlichen Respondenten, Älteren, Vermögenden und Akademikern höher ausfielen (Neri und Zizza, 2010).

die fehlenden Angaben nicht nur ein Wert geschätzt wird, sondern mehrere. Das Einsetzen mehrerer Werte spiegelt die Unsicherheit über den geschätzten Wert wider, die im Fall einer einfachen Imputation schlichtweg ignoriert wird. Wird eine einfache Imputation verwendet, wird implizit angenommen, die geschätzten Werte wären die echten Werte. Die in der Schätzung liegende Unsicherheit geht dann verloren.¹⁰ Dies bedeutet aber, dass in den ökonomischen Datenanalysen der Grad an Unsicherheit unterschätzt werden würde.

Bei multiplen Imputationsmethoden kann, wie bei einfachen Imputationsmethoden, eine Vielzahl verschiedener Ansätze zum Einsatz kommen. Simple Mittelwertimputationen beachten die Muster der Lücken nicht. Sogenannte Hotdeck-Verfahren setzen die Werte in Bezug auf andere Charakteristika möglichst ähnlicher Haushalte ein. Regressionsbasierte Methoden schätzen die Werte auf Basis einer Vielzahl an bekannten Informationen. Der HFCS-Ansatz für multiple Imputation entspricht jenem, der auch beim SCF der Fed angewandt wird und als *State of the Art* für Imputationen bei komplexen Erhebungen gilt.

Dabei handelt es sich um ein Verfahren, in dem alle zu imputierenden Variablen in Regressionsgleichungen geschätzt werden (Chained Equations). Die gemeinsame Verteilung der Variablen muss dabei nicht explizit angenommen werden (Joint Modelling Strategy), sondern wird implizit über die konditionale Verteilung jeder einzelnen Variable in Bezug auf ein möglichst großes Set (Broad Conditioning Approach) an anderen Variablen angenommen (Fully Conditional Specification Strategy). Dabei handelt es sich aber nicht um voneinander unabhängige

Schätzungen, sondern die Ergebnisse einer Schätzung fließen in die Schätzungen der anderen Variablen ein. In einem iterativen bayesianischen Verfahren (Gibbs-Sampler) wird dieser Prozess solange wiederholt, bis er konvergiert, das heißt, bis sich die Schätzungen nur noch minimal und zufällig von Iteration zu Iteration ändern.

In der ersten Welle des HFCS in Österreich werden fünf Werte pro fehlendem Wert eingesetzt. Diese Methode und auch die Anzahl der imputierten Werte sind euroraumweit standardisiert und orientieren sich an vergleichbaren Erhebungen, wie dem SCF der Fed.

2 Grenzen der Repräsentativität des HFCS

Probleme der Repräsentativität der Stichprobe für die Grundgesamtheit werden vor allem an den Rändern der Verteilungen auftreten. Im Fall des HFCS und anderer Erhebungen zu den Finanzen von Haushalten sind insbesondere die besonders vermögenden Haushalte zu nennen. Dabei sind zwei Probleme entscheidend.

Erstens ist anzunehmen, dass die besonders vermögenden Haushalte nicht an der Erhebung teilnehmen, selbst wenn sie zufällig in der Stichprobe vertreten sein sollten. Es fehlt daher der obere Rand der Verteilung, weshalb Konzentrationsschätzer – wie der oftmals verwendete Anteil der Top-5-Prozent der Vermögenden am gesamten Vermögen – die tatsächliche Konzentration unterschätzen.

Zweitens ist anzunehmen, dass es durch die häufigere Teilnahmeverweigerung der vermögenden Haushalte zu einer Unterrepräsentation der vermögenden Haushalte kommt, die zwar durch Gewichtung behoben werden

¹⁰ Auch das oftmals angewandte Hinzufügen von Störtermen zu geschätzten Werten behebt dieses Problem nicht.

kann, worunter aber wiederum die Präzision der Schätzer (insbesondere für diese Gruppe) leidet.

Das erste Problem kann nur dadurch gelöst werden, dass Haushalte am oberen Rand zur Teilnahme bewegt werden. Das zweite Problem kann durch sogenanntes *Oversampling* gelöst werden. Als *Oversampling* wird in der statistischen Literatur ein überproportionales Ziehen von bestimmten Teilmengen der Grundgesamtheit in die Stichprobe verstanden. Ziel dabei ist, für den überrepräsentierten Teil präzisere Schätzer zu erhalten, als dies ohne *Oversampling* der Fall wäre. Eine bestimmte Gruppe wird dann überproportional häufig in der Stichprobe zu finden sein und nachfolgend mit entsprechenden Gewichten – je nach Teilnahmeverhalten – wieder auf die tatsächliche Proportion in der Grundgesamtheit zurückgewichtet.

Oversampling kann aus mehreren Gründen Sinn machen. Einerseits kann auf Basis von Erfahrungswerten bekannt sein, dass in einer bestimmten Region oder in einer bestimmten Gruppe von Haushalten niedrigere Antwort- bzw. Teilnahmequoten zu erwarten sind. So werden beim HFCS in Österreich etwa Wiener Haushalte in der Stichprobe überproportional vertreten sein, da aus vorangegangenen Erhebungen bekannt ist, dass in Wien niedrigere Teilnahmequoten zu erwarten sind. Auf diese Weise wird sichergestellt, dass genügend Wiener Haushalte an der Erhebung teilnehmen und eine entsprechende Präzision der Schätzer auch für Wien gewährleistet ist.

In Bezug auf das *Oversampling* von vermögenden Haushalten hängen diese Probleme in der Praxis aber zusammen. Durch ein überproportionales Ziehen vermögender Haushalte erhöht sich auch die Wahrscheinlichkeit, dass der maximale Vermögenswert in einer

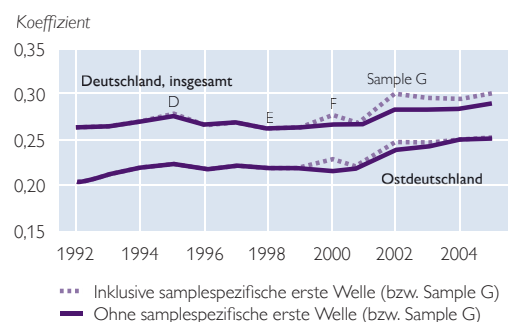
Erhebung höher wird. Das heißt, die Verteilung wird nach rechts erweitert. Andererseits ist zum *Oversampling* von Vermögenden ex-ante Information über das Vermögen (oder Einkommen) der Haushalte notwendig. Oft sind die entsprechenden Haushalte nur über diese Informationen erreichbar und ist kontrollierbar, in welchem Bereich der Verteilung innerhalb der überrepräsentierten Gruppe welche Non-Response-Quote erzielt wird, was wiederum in entsprechende Gewichtungen einfließen kann.

Grafik 1 zeigt den Einfluss der Hocheinkommensstichprobe (Sample G) im deutschen Sozio-oekonomischen Panel (SOEP) auf die Entwicklung des Gini-Koeffizienten. Es ist besonders für Gesamtdeutschland (die einkommensreicheren Personen finden sich fast zur Gänze in Westdeutschland) ein höherer Gini-Koeffizient für das Einkommen ausgewiesen. Der Effekt ist für das Vermögen noch deutlich höher zu erwarten, da Vermögen deutlich ungleicher als Einkommen verteilt sind.

Für Erhebungen zu den Finanzen und zum Konsum privater Haushalte gibt es gewichtige Gründe, vermögende Haushaltstypen überproportional in die Stichprobe einzubeziehen. Neben der

Grafik 1

Einfluss des *Oversampling* im Sozio-oekonomischen Panel – Entwicklung des Gini-Koeffizienten für das äquivalenzgewichtete Haushaltseinkommen



Quelle: DIW Berlin (2007).

Tatsache, dass vermögende Haushalte häufiger ihre Teilnahme verweigern als Haushalte mit niedrigeren Vermögen, ist ihr Anteil an den Aggregaten von Finanzen und Konsum deutlich überproportional. Damit beeinflussen sie auch die Präzision der Schätzer der Aggregate stärker als vermögensärmere Haushalte. So halten etwa die Top-10-Prozent der Haushalte – in Bezug auf das Bruttogeldvermögen – rund 54% des Bruttogeldvermögens (Geldvermögenserhebung 2004) bzw. die Top-10-Prozent der Haushalte – in Bezug auf das Immobilienvermögen – rund 61% des Immobilienvermögens (Immobilienvermögenserhebung 2008). Soll nun beispielsweise das aggregierte Bruttogeldvermögen geschätzt werden, macht der Anteil der obersten Perzentile schon einen Großteil des Gesamtaggregats aus. Die zusätzliche Unsicherheit in Bezug auf ihren Anteil (weniger Beobachtungen in ihrer Gruppe) wirkt sich auf den Gesamtschätzer deutlich stärker aus als zusätzliche Unsicherheit am unteren Rand der Verteilung. Noch deutlicher wird dies bei wenig verbreiteten Teilen des Geldvermögens, wie z. B. Aktien oder Unternehmensbeteiligungen, die noch stärker konzentriert sind als das gesamte Bruttogeldvermögen. Auf der Passivseite gilt dies auch für Fremdwährungskredite. Diese Finanzanlagen sind aber für geldpolitische und finanzmarktstabilitätspolitische Analysen besonders relevant.

Aus diesem Grund entscheiden sich Zentralbanken, die entsprechende Erhebungen durchführen, wenn möglich für ein Oversampling der vermögenden Haushalte. Die Schwierigkeit beim Oversampling besteht aber darin, dass es nur möglich ist, eine bestimmte Gruppe in der Stichprobe überzurepräsentieren, wenn diese Gruppe ex-ante identifiziert werden kann oder zumindest die entsprechenden Wahrchein-

lichkeiten, zu dieser Gruppe zu zählen, von vornherein bekannt sind.

Im Fall der ersten Welle des HFCS können nur Wiener Haushalte (aufgrund der erwähnten, zu erwartenden niedrigeren Teilnahmerate) überrepräsentiert werden. Dies gestaltet sich einfach, da die Information, ob ein Haushalt in Wien lebt oder nicht, vorab bekannt ist. Ob ein bestimmter Haushalt vermögend ist, ist viel schwieriger festzustellen.

Die US-amerikanische Notenbank Fed verwendet für ihren SCF Einkommensteuerdaten, um eine Substichprobe von besonders vermögenden Haushalten zu erstellen (Kennickell, 2005). 1.500 der 4.500 Haushalte in der Stichprobe des SCF gehören diesem sogenannten *List Sample* an, anhand dessen vermögende Haushalte über Steuerdaten identifiziert und überproportional viele dieser Haushalte in die Stichprobe gezogen werden können (Fessler et al., 2009b).

Einem ähnlichen Modell folgt auch die spanische Zentralbank, Banco de España, für den HFCS. Eine Zusammenarbeit mit dem spanischen Finanzministerium erlaubt es auch hier, die Gruppe der besonders vermögenden Haushalte vorab zu identifizieren und somit ein Oversampling in Bezug auf diese Gruppe bei der Stichprobenerstellung zu ermöglichen. Die Anonymität der Haushalte bleibt ebenfalls streng gewahrt. Namen oder Adressen von teilnehmenden Haushalten gelangen keinesfalls – wie auch beim HFCS in Österreich – zur Zentralbank.

Auf diese Weise gelingt es der Fed und der Banco de España, die Präzision ihrer Schätzer für den ökonomisch und wirtschaftspolitisch wichtigen oberen Bereich der Vermögensverteilung (und damit auch für alle Aggregate) massiv zu erhöhen. Dies führt zu einer Verbesserung der Analysen und Indikatoren,

Tabelle 2

**Präzision von Vermögensverteilungsmaßen:
Oversampling versus Random-Sampling**

	Perzentile					Anteil des Nettovermögens, das von den Top ... gehalten wird				
	p10	p25	p50	p75	p90	Top-50%	Top-20%	Top-10%	Top-5%	Top-1%
	Nettovermögen in Tausend EUR					in %				
USA										
Punktschätzer	0,04	9,7	65,8	221,1	562,7	97,1	82,2	69,0	56,9	32,1
Standardfehler mit Oversampling	0,06	0,5	2,1	5,0	14,2	0,1	0,4	0,5	0,6	0,5
Standardfehler ohne Oversampling	0,08	0,8	2,9	7,4	24,5	0,2	1,3	2,2	3,0	4,0
Spanien										
Punktschätzer	6,4	43,2	101,9	185,7	330,2	86,4	58,6	41,8	29,5	13,2
Standardfehler mit Oversampling	1,0	2,0	2,8	3,3	10,3	0,5	1,0	1,3	1,5	1,6
Standardfehler ohne Oversampling	0,6	1,3	2,0	2,1	7,3	0,9	2,6	3,6	4,4	5,3

Quelle: Bover (2010), Tabelle 5.

die insbesondere für die Sicherung der Finanzmarktstabilität relevant sind.

Tabelle 2 zeigt den Präzisionsgewinn mit Oversampling im Vergleich zu einer Stichprobe ohne Überrepräsentation der vermögenden Haushalte für die USA und Spanien.

Wie in Tabelle 2 leicht zu erkennen ist, hat ein Oversampling der vermögenden Haushalte starke Auswirkungen auf die Präzision der Schätzer. Während sich der Standardfehler bei der Schätzung des Anteils der oberen 50% in den USA und in Spanien ohne Oversampling ungefähr verdoppelt, verachtfacht er sich für den Top-1-Prozent-Schätzer in den USA. Zur Verdeutlichung: Das 95-Prozent-Konfidenzintervall für den Top-1-Prozent-Schätzer ohne Oversampling ist mit annähernd 20 Prozentpunkten fast so breit wie die internationale Variation, die für dieses Maß gemessen wird (Bover, 2010).

3 Zusammenfassung und Ausblick

Eine breite Basis zur Stichprobenziehung, ein effizientes Stichprobendesign

und eine dichte Kontrolle der Feldarbeit sind für den Erfolg der HFCS-Erhebung von entscheidender Bedeutung. Auch der Umgang mit Unit- und Item-Non-Response-Problemen ist für die Repräsentativität der Datenbasis entscheidend.

Besonders in Bezug auf Imputationen wird die erste Welle des HFCS durch den Einsatz multipler Imputationen anhand eines *Chained-Equation-Ansatzes* eine statistische Innovation in Bezug auf vergleichbare Erhebungen (z. B. EU-SILC) in Österreich darstellen. Der im HFCS verwendete Chained-Equation-Ansatz ist methodisch aufwendig. Anhand eines großen Systems von Regressionsgleichungen wird gleichzeitig imputiert, wobei die Ergebnisse zu neuen Inputs werden, bis die Iterationen konvergieren. Dieser Zugang ist notwendig, um dem Item-Non-Response-Problem möglichst adäquat zu begegnen und gleichzeitig die Unsicherheit der resultierenden Schätzer in einem neuen Forschungsfeld möglichst genau bestimmen zu können.

Repräsentativität der HFCS-Stichprobe bedeutet aber nicht, dass die Ver-

mögenspositionen aller Haushalte, vom ärmsten bis zum reichsten Haushalt in Österreich, abgebildet werden können. An beiden Enden der Vermögensverteilung werden die Daten Lücken aufweisen. Die Erhebung wird – wie alle vergleichbaren Erhebungen – einen Mittelschicht-Bias aufweisen (das bedeutet, dass die Schätzer in Richtung Mittelschicht verzerrt werden).

Ein methodisch gebotenes Oversampling der Vermögenden und ein (damit verbundenes) hinreichendes Abdecken des rechten Randes der Verteilung werden für Österreich bei der ersten Welle des HFCS leider noch nicht möglich sein. Es ist daher anzunehmen, dass die Vermögenskonzentration in der ersten Welle des HFCS unterschätzt werden wird. Für weitere Wellen werden aber in der OeNB bereits Überlegungen angestellt, wie ein

Oversampling (zur weiteren Erhöhung der Präzision der entsprechenden Schätzer) kostengünstig und effektiv bewerkstelligt werden und für ein besseres Abdecken des oberen Randes der Verteilung (zur Verringerung des Mittelschicht-Bias) gesorgt werden könnte. Vor allem vermögende Haushalte sind aufgrund ihrer diversifizierten Portfolios und ihres überproportionalen Anteils am Gesamtvermögen besonders wichtig für Analysen in Bezug auf Geldpolitik und Finanzmarktstabilität. Die EZB empfiehlt daher allen Notenbanken, denen dies auf Basis einer Zusammenarbeit mit anderen Institutionen möglich ist, ein Oversampling der vermögenden Haushalte. Es wird daher auch in der OeNB an Strategien gearbeitet, um dies für zukünftige Wellen des HFCS zu ermöglichen.

Literaturverzeichnis

- Bover, O. 2010.** Wealth Inequality and Household Structure: U.S. vs. Spain. In: *The Review of Income and Wealth* 56(2), 259–290.
- D'Alessio, G. und I. Faiella. 2002.** Non-response Behaviour in the Bank of Italy's Survey of Household Income and Wealth. *Temi di discussione* 462. Banca d'Italia.
- DIW (Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung) Berlin. 2007.** Data Documentation 19. Zur Erfassung von Einkommen und Vermögen in Haushaltssurveys: Hocheinkommensstichprobe und Vermögensbilanz im SOEP. DIW Berlin.
- ESS (European Social Survey). 2004.** Round 1 2002/2003 Technical Report. 2. Auflage. http://europeansocialsurvey.org/index.php?option=com_content&view=article&id=101&Itemid=139 (recherchiert am 16. September 2010).
- Fessler, P., P. Mooslechner und M. Schürz. 2009a.** Statistische Herausforderungen der Forschung zu Finanzen privater Haushalte im Euroraum. In: *Statistiken* Q1/09. OeNB. 57–66.
- Fessler, P., P. Mooslechner und M. Schürz. 2009b.** Stichprobenziehung bei Erhebungen zu den Finanzen privater Haushalte im Euroraum. In: *Statistiken* Q2/09. OeNB. 51–62.
- Fessler, P., P. Mooslechner und M. Schürz. 2009c.** Interviewtechniken bei Erhebungen zu den Finanzen privater Haushalte im Euroraum. In: *Statistiken* Q4/09. OeNB. 66–77.
- Fessler, P., P. Mooslechner und M. Schürz. 2010.** Zur Konzeption des Vermögens in der Erhebung des Eurosystems zu Finanzen und Konsum der privaten Haushalte. In: *Statistiken* Q3/10. OeNB. 40–55.
- Groves, R., F. J. Fowler, M. P. Couper, J. M. Leprowski, E. Singer und R. Tourangeau. 2004.** *Survey Methodology*. Wiley Publishing. New Jersey.
- ISSP. 2003.** Report of the Standing and Methodology Committees to the General ISSP Meeting. International Social Survey Programme.

- Kennickell, A. B. 2005.** The Good Shepherd: Sample Design and Control for Wealth Measurement in the Survey of Consumer Finances. Präsentation anlässlich der Luxembourg Wealth Study Conference. Perugia. Jänner.
- Little, R. J. A. und D. B. Rubin. 2002.** Statistical Analysis With Missing Data. 2. Auflage. New York: John Wiley.
- Neri, A. und R. Zizza. 2010.** Income Reporting Behaviour in the SHIW. Conference paper for the 31. IARIW Conference. St. Gallen.
- Pickery, J. und A. Carton. 2008.** Oversampling in Relation to Differential Regional Response Rates. In: Survey Research Methods 2(2). 83–92. ISSN 1864-3361. www.surveymethods.org. European Survey Research Association.
- Statistik Austria. 2008.** Standard-Dokumentation Metainformationen (Definitionen, Erläuterungen, Methoden, Qualität) zu Mikrozensus ab 2004. Arbeitskräfte- und Wohnungserhebung.
- Vehovar, V. 1999.** Field Substitution and Unit Nonresponse. In: Journal of Official Statistics 15. 335–350.