

7 Berechnung der Survey-Gewichte

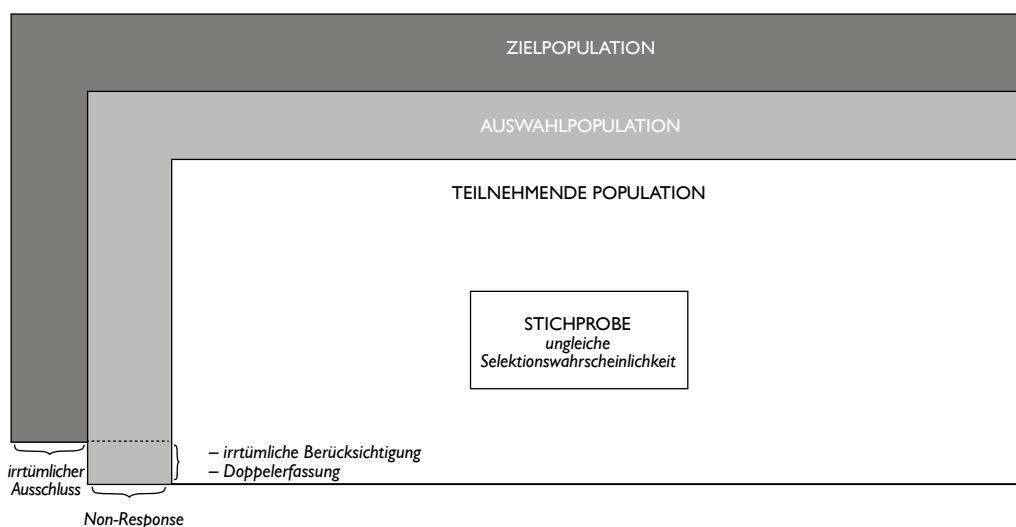
7.1 Einleitung

Bei Erhebungen werden in der Regel aus folgenden zwei Gründen Gewichtungen vorgenommen: erstens, um die Stichprobe repräsentativ für die Zielpopulation zu gestalten, und zweitens, um die Stichprobenvarianz zu verringern.

Die Zielpopulation des HFCS besteht aus allen privaten Haushalten in Österreich, wobei ein Haushalt als Person oder als Gruppe von Personen definiert ist, die gemeinsam in derselben privaten Wohnung leben und gemeinsam wirtschaften.¹ Die Stichprobe kann allerdings mehreren Verzerrungen unterliegen, wodurch die Repräsentativität beeinträchtigt wäre. Diese Verzerrungen sind im Wesentlichen jene, die aus der ungleichen Wahrscheinlichkeit, in die Stichprobe aufgenommen zu werden (Unequal Probability Sampling Bias), aus Unvollständigkeiten der Auswahlpopulation (Frame Bias) und aus der Antwortverweigerung (Non-Response Bias) resultieren (siehe Grafik 6).

Grafik 6

Fehlerhafte Repräsentativität der Grundgesamtheit in der Stichprobe



Quelle: Biemer und Christ (2008) (adaptiert).

Wie bereits erwähnt, besteht nicht für jeden Haushalt dieselbe Wahrscheinlichkeit, in die Stichprobe aufgenommen zu werden (ungleiche Selektionswahrscheinlichkeit). Aufgrund des Stichprobendesigns des HFCS weisen etwa private Haushalte in kleinen primären Stichprobeneinheiten (PSUs) eine höhere Selektionswahrscheinlichkeit auf als jene in großen PSUs. Ein weiteres Beispiel ist der überproportional hohe Anteil von Wiener Haushalten im HFCS-Sample. Zur Korrektur dieser Verzerrungen der Repräsentativität wurden Design-Gewichte konstruiert, die weiter unten erläutert werden. Nähere Informationen über das Stichprobendesign sind Kapitel 6 zu entnehmen.

¹ Einige besondere Typen von privaten Haushalten, z. B. jene in Pflegeeinrichtungen (für Pensionisten, Pflegebedürftige), und auch Gefängnisinsassen fallen nicht unter diese Definition. Nähere Informationen über die Definition der Zielpopulation sind Kapitel 6 zu entnehmen.

Auch Unvollständigkeits in der Auswahlpopulation können zu Verzerrungen führen (Frame Bias). Die Auswahlpopulation des HFCS basiert auf einer Liste aller privaten Postanschriften in Österreich (siehe Kapitel 6). Der irrtümliche Ausschluss (Erroneous Exclusion) von privaten Haushalten könnte eine Ungenauigkeit hinsichtlich der Zielpopulation bedeuten, d. h., es besteht die Möglichkeit, dass private Haushalte ohne Postanschrift wie etwa Einpersonenhaushalte, die gemeinsam in Wohngemeinschaften leben und als gemeinsame Postanschrift nur eine Adresse für diese Haushalte haben, nicht berücksichtigt wurden. Diese Haushalte wären in diesem Fall unterrepräsentiert. Ebenso könnte es durch die Berücksichtigung von Adressen, die keinen privaten Haushalten zuzurechnen sind, wie z. B. von Firmen² oder Haushalten in Pflegeinstitutionen, zu einer irrtümlichen Berücksichtigung in der Auswahlpopulation (Erroneous Inclusion) kommen. Eine dritte Art von Ungenauigkeit besteht darin, dass private Haushalte möglicherweise mehr als einmal in der Auswahlpopulation aufscheinen, da sie über zwei (oder mehrere) Adressen verfügen (Frame Multiplicity); dies ergibt sich etwa aus der Tatsache, dass z. B. Pendler mitunter mehr als eine Adresse besitzen. Der mit der Auswahlpopulation zusammenhängende Bias kann je nach Art durch die Anwendung entweder von Design-Gewichten³ (im Fall irrtümlicher Berücksichtigung oder Doppelerfassung) oder von Post-Stratifizierungs-Gewichten (im Fall irrtümlichen Ausschlusses) reduziert werden. Die Konstruktion dieser Gewichte wird in diesem Kapitel näher beschrieben.

Der Non-Response-Bias entsteht dadurch, dass nur ein Teil der in der Bruttostichprobe enthaltenen Haushalte auch tatsächlich bereit ist, an der Erhebung teilzunehmen. Bestimmte Gruppen privater Haushalte weisen eine niedrigere Wahrscheinlichkeit auf, am HFCS teilzunehmen, als andere; auch in der Literatur wird dieses weit verbreitete Phänomen bestätigt (siehe z. B. Kennickell und McManus, 1993). Aus diesem Grund sind Schätzungen für die gesamte Auswahlpopulation hinsichtlich dieser Gruppenmerkmale verzerrt, obwohl sie es für die teilnehmende Population nicht sind. Die Anwendung von Non-Response-Gewichten kann diesen Bias korrigieren (siehe Abschnitt 7.2.3).

Weiters können Survey-Gewichte – wie eingangs erwähnt – zu einer Verringerung der Stichprobenvarianz beitragen und damit die Genauigkeit der Schätzer erhöhen. Die Präzision der Schätzer sollte idealerweise mittels Stratifizierung vor der Stichprobenziehung verbessert werden. Einige Variablen (z. B. die Größe des Haushalts), die sich gut zur Stratifizierung und somit zur Verbesserung der Genauigkeit der Schätzer geeignet hätten, waren allerdings erst nach der Stichprobenziehung und nach der Kontaktaufnahme mit den Sample-Haushalten verfügbar. Die Verbesserung der Genauigkeit, die durch die Stratifizierung mittels dieser Variablen möglich gewesen wäre, kann zum Teil im Zuge der Berechnung der Post-Stratifizierungs-Gewichte erzielt werden, indem anhand dieser Variablen poststratifiziert wird. Diese Post-Stratifizierungs-Gewichte wurden auch für die Korrektur des irrtümlichen Ausschlusses von Haushalten angewendet (siehe Abschnitt 7.2.4).⁴

² Obwohl Firmenadressen eliminiert wurden, könnten sich fälschlicherweise nach wie vor einige in der Auswahlpopulation befinden.

³ Diese werden auch als Non-Coverage-Gewichte bezeichnet.

⁴ Post-Stratifizierungs-Gewichte können noch eine dritte Art der stichprobenspezifischen Verzerrung korrigieren: Die Zielpopulation könnte von den in der Stichprobe gezogenen Haushalten zufällig schlecht repräsentiert werden.

Survey-Gewichte sind beim HFCS von großer Bedeutung. Die Berechnung der Design-, Non-Response- und Post-Stratifizierungs-Gewichte und wie aus diesen Gewichten die finalen Survey-Gewichte abgeleitet wurden, wird in den folgenden Abschnitten genauer beschrieben. Zudem werden einige deskriptive Ergebnisse unter Berücksichtigung der Gewichte dargestellt.

7.2 Berechnung der Survey-Gewichte

7.2.1 Komponenten der Gewichte

Es soll für jeden Haushalt i ein finales Survey-Gewicht w_i berechnet werden, das für jene Haushalte, die in der Stichprobe im Vergleich zur Zielpopulation überrepräsentiert sind, relativ klein ist und für jene, die unterrepräsentiert sind, relativ groß ist. Wie allerdings bereits in der Einleitung erwähnt, gibt es unterschiedliche Gründe, warum Haushalte die Zielpopulation nicht korrekt widerspiegeln. Daher ist für jede Art der fehlerhaften Repräsentativität eine spezifische Anpassung durch Gewichte vonnöten. Beim HFCS kommen daher drei Arten von Gewichten zur Anwendung: Design-Gewichte w_{Di} , Non-Response-Gewichte w_{NRi} und Post-Stratifizierungs-Gewichte w_{PSi} . Das finale Survey-Gewicht w_i ergibt sich aus dem Produkt dieser drei Gewichte:

$$w_i = w_{Di} \cdot w_{NRi} \cdot w_{PSi}$$

Auch wenn einige HFCS-Variablen auf Personen-Ebene und nicht auf Haushalts-Ebene abgefragt wurden, wurden keine Personen-Gewichte errechnet, da das Hauptaugenmerk der Erhebung auf den Haushalten liegt.⁵

7.2.2 Design-Gewichte

Design-Gewichte tragen dazu bei, Verzerrungen infolge der ungleichen Selektionswahrscheinlichkeit zu verringern, sowie Fehler aufgrund irrtümlicher Berücksichtigung und Doppelerfassung in der Auswahlpopulation zu korrigieren. Im HFCS erfolgt die Berechnung der Design-Gewichte in drei Schritten:

- Schritt 1: Berechnung eines vorläufigen Satzes von Design-Gewichten zur Eliminierung des Bias infolge der ungleichen Selektionswahrscheinlichkeit
- Schritt 2: Kalibrierung dieses vorläufigen Satzes, sodass die summierten Design-Gewichte der Gesamtsumme der Auswahlpopulation entsprechen
- Schritt 3: Nullsetzung der kalibrierten Design-Gewichte für jene Beobachtungen, die entweder irrtümlich einbezogen oder doppelt enthalten sind

Zur Eliminierung des Bias aufgrund der ungleichen Selektionswahrscheinlichkeit mussten in Schritt 1 jene Haushalte, die eine geringere Selektionswahrscheinlichkeit aufwiesen, mit einem proportional höheren Gewicht versehen werden als die anderen Haushalte und umgekehrt. Daher musste zunächst für jeden Haushalt die Selektionswahrscheinlichkeit ermittelt und anschließend das vorläufige Design-Gewicht mittels Inversion dieser Wahrscheinlichkeit berechnet werden. Ein Haushalt mit einer Selektionswahrscheinlichkeit von 0,001 erhielt beispielsweise ein vorläufiges Design-Gewicht von $1.000=1/0,001$; dies ist ein viel höheres

⁵ Für Analysen auf Personen-Ebene müssten zusätzliche entsprechende Gewichte berechnet werden. Dies ist als künftiges Forschungsprojekt im Rahmen des HFCS geplant.

Gewicht als jenes für einen Haushalt mit einer Selektionswahrscheinlichkeit von 0,009, das $111=1/0,009$ betragen würde.

Bei der Berechnung der Selektionswahrscheinlichkeiten musste das zwei-stufige Stichprobendesign beachtet werden: In der ersten Stufe wurden die kleinsten geografischen Einheiten, die Zählsprengel, gezogen, in der zweiten Stufe wurden die Haushalte innerhalb dieses Zählsprengels gezogen (siehe dazu Kapitel 6). Die Wahrscheinlichkeit, dass der i -te Haushalt im j -ten Zählsprengel in das Sample aufgenommen wird, ist das Produkt der Selektionswahrscheinlichkeit des Zählsprengels und der Selektionswahrscheinlichkeit des Haushalts, vorausgesetzt, der Zählsprengel dieses Haushalts wurde ausgewählt. Das inverse Produkt ist das vorläufige Design-Gewicht.

Infolge dieser Umgewichtung der Haushalte würde die geschätzte Gesamtsumme der Auswahlpopulation nicht mehr der tatsächlichen Summe der Auswahlpopulation entsprechen. Daher wurden im zweiten Schritt die vorläufigen Design-Gewichte gemäß der tatsächlichen Summe der Auswahlpopulation kalibriert.

Zuletzt befanden sich trotz der sorgfältigen Aufbereitung und Bereinigung der Auswahlpopulation vor der Stichprobenziehung noch unzulässige („ineligible“; siehe Kasten 2) oder doppelt erfasste Haushalte im HFCS-Sample (siehe auch Abschnitt 4.6.2.12); dabei handelte es sich z. B. um Firmenadressen oder Adressen von Pflegeeinrichtungen oder Zweitwohnsitzen. Solche im Zuge der Feldarbeit identifizierten Fälle wurden in der Stichprobe als unzulässig bzw. doppelt erfasst gekennzeichnet, indem die kalibrierten Design-Gewichte gleich null gesetzt wurden.

In Tabelle 11 sind einige Auswertungen der berechneten HFCS-Design-Gewichte nach Bundesländern dargestellt. Wien ist das Bundesland mit dem geringsten Mediengewicht, was plausibel ist, da die Wiener Haushalte überproportional im Sample vertreten sind; somit hätten sie einen Bias verursacht, wenn nicht mithilfe der Design-Gewichte eine Anpassung nach unten vorgenommen worden wäre.

Der Wert des Design-Gewichts eines Haushalts kann als die Anzahl jener Haushalte in der Auswahlpopulation angesehen werden, die durch diesen Haushalt repräsentiert werden. Der Wiener Median-Haushalt beispielsweise repräsentiert etwa 693 Haushalte in der Auswahlpopulation. Somit lässt sich die Auswahlpopulation mittels der Summe aller Design-Gewichte – in diesem Fall 3.773.956 Haushalte – schätzen.

Tabelle 11

HFCS-Design-Gewichte nach Bundesland

	Mittelwert	Median	Minimum	Maximum
Wien	747	693	0	2.554
Niederösterreich	931	882	0	2.437
Burgenland	916	1.050	0	1.379
Steiermark	902	756	0	3.271
Kärnten	874	864	0	2.229
Oberösterreich	844	857	0	2.394
Salzburg	905	969	0	1.712
Tirol	872	879	0	1.852
Vorarlberg	895	849	0	1.560
Insgesamt	851	833	0	3.271

Quelle: HFCS Austria 2010, OeNB.

Unit-Non-Response im HFCS in Österreich

Im HFCS in Österreich konnten von den 4.436 Adressen der Bruttostichprobe 2.380 Haushalte erfolgreich interviewt werden. Die restlichen 2.056 Adressen sind entweder Unit-Non-Response-Fälle (1.888 Haushalte), unzulässige Adressen (162 Adressen) oder Adressen unbekannter Zulässigkeit (6 Adressen).

Bei den Unit-Non-Response-Fällen handelt es sich um Haushalte im Sinne der HFCS-Definition, die nicht erfolgreich interviewt werden konnten. Dafür gab es verschiedene Ursachen. Die häufigste Ursache war, dass die Teilnahme am Survey aktiv verweigert wurde, entweder indem das Interview abgelehnt bzw. abgebrochen wurde oder indem der vereinbarte Interviewtermin nicht eingehalten wurde und eine neuerliche Kontaktaufnahme nicht mehr möglich war (bei 1.693 Haushalten der Fall). Eine weitere Ursache für die Unit-Non-Response war, dass von Anfang an kein Kontakt mit dem Haushalt hergestellt werden konnte, was bei 75 Haushalten passierte. Bei den restlichen 120 Nicht-Respondenten gab es andere Gründe, wie z. B. Krankheit, sprachliche Barrieren oder nachträgliche Ausschließung von durchgeführten Interviews aufgrund einer hohen Anzahl fehlender oder unzuverlässiger Werte.

Des Weiteren wurden 162 Adressen als unzulässig („ineligible“) eingestuft, weil sie nicht zur Zielpopulation gehörten, wie z. B. Firmen, leere Gebäude oder Zweitwohnsitze von Haushalten, die auch über den Hauptwohnsitz erreicht werden konnten. Neben diesen gibt es weitere sechs Adressen, bei denen unbekannt ist, ob sie zulässig sind oder nicht (die Interviewer konnten die entsprechenden Adressen nicht erreichen/finden). Entsprechend der Verteilung des Zulässigkeitsstatus der restlichen beobachteten Haushalte in der Stichprobe wurde daher einer dieser sechs Haushalte nach dem Zufallsprinzip als unzulässig und die restlichen fünf als zulässig eingestuft.

Nach dieser Einstufung ergibt sich schließlich in der HFCS-Stichprobe eine Zulässigkeitsrate von 96,3% und eine Non-Response-Rate der zulässigen Haushalte von 44,3%. Dies bedeutet, dass 55,7% der zulässigen Haushalte der HFCS-Stichprobe für ein erfolgreiches Interview gewonnen werden konnten. Aktiv die Teilnahme am Survey verweigert haben nur 39,6% der zulässigen Haushalte.

7.2.3 Non-Response-Gewichte

Wie in Kasten 2 beschrieben, haben nicht alle Haushalte erfolgreich an der Erhebung teilgenommen. Wenn die Haushaltsmerkmale mit der Teilnahmeverweigerung korrelieren, so ist die am Survey teilnehmende Population kein zufälliges Sub-Sample der Auswahlpopulation und das Sample weist einen Non-Response-Bias auf (siehe Grafik 6). Dies ist beim HFCS der Fall, wie aus Tabelle 12 ersichtlich ist. Dargestellt ist eine Logit-Regression der Partizipation der Haushalte am Survey (1 bei Teilnahme, ansonsten 0) auf eine Reihe von Variablen, die die Teilnahme an dem Survey erklären. Den Ergebnissen zufolge weisen einerseits Haushalte aus Wien sowie Haushalte, die von Interviewern mit hohem Bildungsabschluss kontaktiert wurden, eine geringere Teilnahmewahrscheinlichkeit auf. Andererseits ist die Response-Rate von Haushalten, die von erfahrenen Interviewern kontaktiert wurden, deutlich höher als jene von Haushalten, die auf andere Interviewer trafen. Daraus lässt sich schließen, dass Non-Response nicht zufällig verteilt ist.

Diese Verzerrung kann durch die Anwendung von Non-Response-Gewichten korrigiert werden. Dabei werden Haushalte mit einer geringen Response-Wahrscheinlichkeit höher gewichtet als jene mit einer hohen Response-Wahrscheinlichkeit. Zur Berechnung der Response-Wahrscheinlichkeit und der entsprechenden Non-Response-Gewichte wird die Methode der Anpassung mittels Gewichtungsklassen (Weighting Class Adjustment Method) mit der modellbasierten Anpassung

sungsmethode (Model-Based Adjustment Method) kombiniert (siehe Biemer und Christ, 2008). Der Algorithmus kann in den folgenden drei Schritten zusammengefasst werden:

- Schritt 1: Zur Schätzung der Response-Wahrscheinlichkeit jedes Haushalts (vorausgesetzt, der Haushalt wurde in das Sample gezogen) wurde das in Tabelle 12 dargestellte Logit-Regressionsmodell verwendet.
- Schritt 2: Die Response-Propensität dieser Haushalte wurde in fünf Klassen (Quintile) eingeteilt; anschließend wurde für jede Klasse die durchschnittliche Response-Neigung errechnet (ungewichtete Gesamtzahl der teilnehmenden Haushalte/ungewichtete Gesamtzahl der Haushalte).⁶
- Schritt 3: Durch Inversion der durchschnittlichen Response-Neigung jeder Klasse erhält man das zugehörige Non-Response-Gewicht der Klasse.

Der Vorteil dieser Vorgangsweise besteht in der Stabilisierung der Non-Response-Gewichte, da die mittels Regressionsmodell errechnete Response-Propensität stark variiert und Extremwerte enthalten kann.⁷ Es wurden in der Interviewer-Befragung Informationen zu den Interviewern (wie Bildung und Erfahrung des Interviewers) erhoben, die mit der Response-Propensität stark und statistisch signifikant korrelierten und daher bei Schritt 1 einfließen.

Die HFCS-Non-Response-Gewichte sind in Tabelle 13 abgebildet. Für jede der fünf Response-Gruppen wurde ein Wert errechnet, wobei sich konstruktionsgemäß für die Haushalte mit einer hohen Response-Propensität ein geringeres Gewicht als für jene mit einer niedrigen Response-Propensität ergab. Haushalten, die keine Antworten lieferten, wurde ein Non-Response-Gewicht gleich null zugeordnet.

Tabelle 12

Schätzungen der Response-Propensität auf Basis eines Logit-Regressionsmodells

Kovariaten	Koeffizienten
Schlechter Zustand der Wohnung	-0,260 (0,233)
Wohnsitz auf dem Land	-0,077 (0,0837)
Wohnsitz in Wien	-1,091*** (0,0924)
Weiblicher Interviewer	-0,138* (0,0738)
Alter des Interviewers	-0,005 (0,00359)
Interviewer mit Ausbildung auf Universitätsniveau	-0,550*** (0,0906)
Erfahrung des Interviewers (in Monaten)	0,00172*** (0,000512)
Zahl der Kontaktaufnahmen des Interviewers	-0,022 (0,0376)
Konstante	0,883*** (0,197)
Beobachtungen ¹	4.273

Quelle: HFCS Austria 2010, OeNB.

¹ Die restlichen 163 Beobachtungen des Datensatzes sind unzulässig („ineligible“) und werden daher in der Regression nicht berücksichtigt.

Anmerkung: Angabe von Standardfehlern in Klammern; *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

Tabelle 13

HFCS-Non-Response-Gewichte nach Response-Propensität

Quintile	Vorhergesagte Response-Propensität in %	Gewicht
Erstes Quintil	0 bis 40	2,837
Zweites Quintil	40 bis 61	2,110
Drittes Quintil	61 bis 64	1,580
Viertes Quintil	64 bis 67	1,471
Fünftes Quintil	67 bis 100	1,457

Quelle: HFCS Austria 2010, OeNB.

⁶ Die durchschnittliche Response-Propensität ist aus Gründen der Effizienz ungewichtet (hinsichtlich der Design-Gewichte). Siehe dazu Little und Vartivarian (2003).

⁷ Ein weiteres, von Iannacchione et al. (1991) beleuchtetes Problem bei der Anwendung von einfachen Logit-Regressionsmodellen besteht darin, dass dabei die Übereinstimmung zwischen den Marginalverteilungen der gewichteten Stichprobe und der Marginalverteilung der Bevölkerung nicht gewährleistet ist.

7.2.4 Post-Stratifizierungs-Gewichte

Der irrtümliche Ausschluss von Haushalten könnte – wie bereits eingangs erwähnt – im Hinblick auf die Zielpopulation eine Unvollständigkeit in der Auswahlpopulation sein. So besteht die Möglichkeit, dass Haushalte ohne Postanschrift nicht erfasst wurden, d. h., diese Haushalte wären unterrepräsentiert. Gäbe es einen externen Datensatz, der diese Haushalte und alle anderen der HFCS-Zielpopulation erfassen würde, so könnte dieser verwendet werden, um die Stichprobe entsprechend diesem externen Datensatz anzupassen; man könnte dann diesen Haushalten ohne Postanschrift ein höheres Gewicht geben, damit die geschätzte Größe der HFCS-Zielpopulation genauso groß wäre wie jene im externen Datensatz.

Leider gibt es einen derartigen Datensatz in Österreich nicht. Bei ähnlichen Daten, wie jenen von EU-SILC (EU Statistics on Income, Social Inclusion and Living Conditions) oder des österreichischen Mikrozensus, werden infolge der jeweils spezifischen Definition von Haushalten andere Gruppen als beim HFCS analysiert. Während die Zielpopulation des HFCS alle privaten Haushalte (gemäß oben angeführter Definition) umfasst, berücksichtigt sowohl EU-SILC als auch der österreichische Mikrozensus nur jene Haushalte, deren Hauptwohnsitz im Zentralen Melderegister aufscheint. Diese Definition schließt damit ein Subset von Haushalten aus, die in einer nicht als Hauptwohnsitz gemeldeten Wohnung leben, oder Haushalte, die gar nicht gemeldet sind. In der HFCS-Definition sind derartige Haushalte aber erfasst. Es gibt die unterschiedlichsten Gründe, warum in manchen Fällen der tatsächliche Hauptwohnsitz nicht im Zentralen Melderegister als solcher vermerkt ist. So können etwa Studenten, die außerhalb ihres Heimatortes studieren, ihren Hauptwohnsitz im Haushalt der Eltern behalten, auch wenn sie bereits einen eigenen Haushalt (nach HFCS-Definition) unterhalten; andere wiederum vergessen, die Adresse, an der sie vornehmlich wohnen, als ihren Hauptwohnsitz zu melden. Diese und andere Probleme bei der Verwendung von Hauptwohnsitzadressen laut Zentralem Melderegister für die Stichprobenziehung werden auch von der Statistik Austria eingeräumt.⁸

Vor dem Hintergrund, dass ein irrtümlicher Ausschluss von Haushalten auch bei diesen Datensätzen auftritt, ist es nicht zweckmäßig, das Sample entsprechend der *Größe* der Zielpopulation dieser Datensätze zu gewichten. Darüber hinaus dürfte der auf irrtümlichen Ausschluss zurückzuführende Bias im HFCS-Sample sehr klein sein, da die meisten Haushalte über Postanschriften verfügen. Jedoch erscheint eine Anpassung der Gewichtung des HFCS-Samples nach der *Struktur* der Zielpopulation der externen Datensätze durchaus sinnvoll. Vor allem weil der österreichische Mikrozensus über eine viel größere Stichprobe als der HFCS verfügt, kann so ein besserer Eindruck hinsichtlich der Haushaltsanteile in den Bundesländern gewonnen werden. Es wurden also Post-Stratifizierungs-Gewichte berechnet, die Haushalten mit einer geringeren Wahrscheinlichkeit, in der Auswahlpopulation vertreten zu sein, ein größeres Gewicht verleihen, während Haushalte mit einer höheren Wahrscheinlichkeit ein geringeres Gewicht bekommen. Die HFCS-Auswahlpopulation wurde dabei in ihrer Größe nicht verändert, sondern vielmehr die Anteile verschiedener Haushaltsgruppen angepasst. Damit

⁸ Zum Mikrozensus siehe Statistik Austria (2011a), S. 10; zu EU-SILC siehe Statistik Austria (2011b), S. 27.

wird die Vergleichbarkeit zwischen dem HFCS und dem Mikrozensus verbessert und gleichzeitig der Bias infolge irrtümlichen Ausschlusses reduziert. Post-Stratifizierungs-Gewichte können außerdem die Sampling-Varianz verringern und folglich die Genauigkeit der Schätzer erhöhen sowie eine etwaige stichproben-spezifische zufällige fehlerhafte Repräsentation der Zielpopulation eliminieren (siehe Abschnitt 7.1).

Die Berechnung der Post-Stratifizierungs-Gewichte erfolgt anhand der Post-stratification Cell Adjustment-Methode (siehe Biemer und Christ, 2008) mit den zum Zeitpunkt der HFCS-Feldphase in Österreich verfügbaren Daten des österreichischen Mikrozensus (Q4 2010). Dabei wurde folgendermaßen vorgegangen:

- Schritt 1: Es wurden geeignete Prädiktoren für die Aufnahme eines Haushalts in die HFCS-Auswahlpopulation bestimmt und eine Kreuztabellierung dieser Variablen zur Erstellung der Post-Stratifizierungs-Zellen vorgenommen. Im vorliegenden Fall dienen Gemeinde- und Haushaltsgröße als Post-Stratifizierungs-Variablen.
- Schritt 2: Für jede Zelle wurde die durchschnittliche Propensität, in die Auswahlpopulation aufgenommen zu werden, berechnet:

$$\frac{\text{HFCS-Auswahlpopulation in der Zelle}}{\text{HFCS-Auswahlpopulation gesamt}} \cdot \frac{\text{Mikrozensus-Auswahlpopulation in der Zelle}}{\text{Mikrozensus-Auswahlpopulation gesamt}}$$

- Schritt 3: Durch Inversion der Propensität für jede Zelle wurde das Post-Stratifizierungs-Gewicht errechnet.

Die Haushalte wurden ihrer Größe nach in zwei Gruppen unterteilt: jene mit 1 bis 4 Personen und jene mit 5 oder mehr Personen. Damit sind die größeren Haushalte in der HFCS-Stichprobe nicht unterrepräsentiert; ebensowenig wird die Zielpopulation in Richtung Mikrozensus-Zielpopulation verzerrt, da bekannt ist, dass im HFCS in der Zielpopulation der Anteil der kleineren Haushalte höher ist (aufgrund der Berücksichtigung von Haushalten an Adressen, die nicht als Hauptwohnsitz im Zentralen Melderegister aufscheinen). Darüber hinaus wurden die Haushalte sieben Gemeindegrößenklassen zugeteilt.

Die HFCS-Post-Stratifizierungs-Gewichte – 14 Werte, d. h. ein Wert pro Gemeinde- und Haushaltsgrößenklasse – sind in Tabelle 14 dargestellt. Es zeigt sich, dass große Haushalte in der HFCS-Auswahlpopulation unterrepräsentiert waren, da sie tendenziell höhere Post-Stratifizierungs-Gewichte aufweisen. Aus Tabelle 14 ist weiters ersichtlich, dass große Gemeinden geringere Post-Stratifizierungs-Gewichte haben und damit überrepräsentiert waren (das durchschnittliche Gewicht der letzten drei Größengruppen ist geringer als jenes der ersten vier).

Tabelle 14

HFCS-Post-Stratifizierungs-Gewichte für Gemeinde- und Haushaltsgröße

Gemeindegröße (Anzahl der Einwohner)	Haushaltsgröße (Anzahl der Personen)	
	1 bis 4	5 oder mehr
Bis 2.000	0,974	1,133
2.001 bis 3.000	1,169	1,055
3.001 bis 5.000	0,963	1,447
5.001 bis 10.000	1,053	1,813
10.001 bis 20.000	0,915	2,012
20.001 bis 1 Mio	0,911	1,913
Über 1 Mio	0,977	1,249

Quelle: HFCS Austria 2010, OeNB.

7.2.5 Finale Gewichte

Um den verschiedenen Gründen, warum die Zielpopulation durch einen Haushalt fehlerhaft repräsentiert sein könnte, Rechnung zu tragen, wurden drei verschiedene Gewichte berechnet. Wie gezeigt wurde, kann jedes dieser Gewichte als inverse Wahrscheinlichkeit interpretiert werden. Das Produkt ergibt eine neue inverse Wahrscheinlichkeit, die als finales HFCS-Gewicht w_i dient:

$$w_i = w_{Di} \cdot w_{NRi} \cdot w_{PSi}$$

$$w_i = \frac{1}{P(i \text{ ist gezogen}) \cdot P(i \text{ nimmt teil} | i \text{ ist gezogen}) \cdot P(i \text{ ist Teil der Auswahlpopulation} | i \text{ ist gezogen und nimmt teil})}$$

$$w_i = \frac{1}{P(i \text{ ist gezogen und } i \text{ nimmt teil und } i \text{ ist Teil der Auswahlpopulation})}$$

Das finale Gewicht w_i beinhaltet alle drei Anpassungen und kann als die inverse Wahrscheinlichkeit, dass Haushalt i sich in der Nettostichprobe befindet, interpretiert werden. Haushalte mit einer hohen Wahrscheinlichkeit, im Nettostichprobe zu sein, haben ein geringeres finales Gewicht und repräsentieren weniger Haushalte in der Zielpopulation als Haushalte mit einer geringen Wahrscheinlichkeit, im Nettostichprobe zu sein.

In Tabelle 15 sind die Non-Response- und Post-Stratifizierungs-Anpassungen zusammengefasst, die sich aus dem Produkt der Non-Response-Gewichte (Tabelle 13) mit den Post-Stratifizierungs-Gewichten (Tabelle 14) ergeben. Dabei handelt es sich um 48 je nach Haushaltsgrößen-, Gemeindegrößen- und vorhergesagter Response-Propensität-Klassen verschiedene Werte.

Unter Berücksichtigung der Design-Gewichte ergeben sich schließlich die finalen HFCS-Gewichte, deren Verteilung in Grafik 7 dargestellt ist. Die finalen HFCS-Gewichte reichen von 169 bis 9.054, der Mittelwert beträgt 1.586, der

Tabelle 15

Non-Response- und Post-Stratifizierungs-Anpassungen

Post-Stratifizierungs-Zellen		Non-Response-Zellen				
		0 bis 40	40 bis 61	61 bis 64	64 bis 67	67 bis 100
Bis 2.000	1 bis 4		2,055	1,539	1,432	1,419
	5 oder mehr		2,392	1,791	1,667	1,651
2.001 bis 3.000	1 bis 4		2,468	1,848	1,720	1,703
	5 oder mehr		2,227	1,668	1,552	1,537
3.001 bis 5.000	1 bis 4		2,033	1,523	1,417	1,403
	5 oder mehr		3,053	2,286	2,128	2,107
5.001 bis 10.000	1 bis 4		2,222	1,665	1,549	1,534
	5 oder mehr		3,826	2,866		2,641
10.001 bis 20.000	1 bis 4		1,931	1,446	1,346	1,333
	5 oder mehr			3,181	2,960	2,931
20.001 bis 1 Mio	1 bis 4		1,923	1,440	1,340	1,327
	5 oder mehr			3,024	2,814	2,787
Über 1 Mio	1 bis 4	2,771	2,061			
	5 oder mehr	3,544				

Quelle: HFCS Austria 2010, OeNB.

Anmerkung: Leere Zellen haben keine Haushalte in der Stichprobe.

Median 1.429. Ihre Verteilung ist leicht rechtsschief. Dies ist für Stichprobendesigns mit ungleichen Selektionswahrscheinlichkeiten nicht untypisch. Haushalte mit einer höheren Selektionswahrscheinlichkeit (unterdurchschnittliche Design-Gewichte) überwiegen in der Stichprobe. Dieser Effekt wird durch die weiteren Gewichtsadjustierungen noch verstärkt.

7.3 Ausgewählte Ergebnisse

In Tabelle 16 wird mittels einer Gegenüberstellung von ausgewählten gewichteten und ungewichteten Durchschnittswerten von HFCS-Variablen der Effekt der finalen HFCS-Gewichte auf die Schätzungen dargestellt. So wurden Haushalte aus Wien beispielsweise deutlich nach unten gewichtet (von 28,3% auf 23,3%). Das bedeutet, dass die Wiener Haushalte trotz ihrer hohen Verweigerungsrate insgesamt in der Stichprobe hinsichtlich der Zielpopulation klar überrepräsentiert waren. Weiters ist aus dem Vergleich ersichtlich, dass Haushalte mit teureren Hauptwohnsitzen im ungewichteten Sample unterrepräsentiert waren, was vermutlich auf die höhere Non-Response-Quote dieser Haushalte zurückzuführen ist.

Zur Errechnung der gewichteten Statistiken in Tabelle 16 ist der Einsatz der finalen HFCS-Gewichte ausreichend. Um die entsprechenden korrekten Varianzen oder Standardfehler dieser Schätzer zu berechnen, werden Resampling-Gewichte, die in Kapitel 8 beschrieben werden, benötigt.

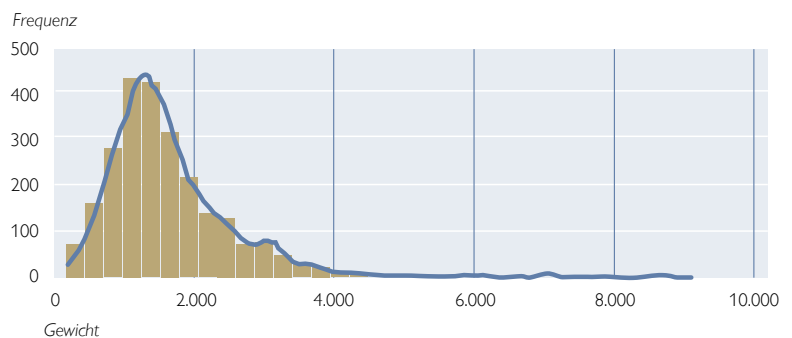
7.4 Abschließende Bemerkungen

Zur Beseitigung von Unvollständigkeiten im ungewichteten HFCS-Sample hinsichtlich der HFCS-Zielpopulation wurde ein Satz finaler HFCS-Gewichte berechnet. Diese Ungenauigkeiten betreffen Verzerrungen aufgrund ungleicher Selektionswahrscheinlichkeit, irrtümlicher Berücksichtigung, Doppelerfassung und fehlerhaften Ausschlusses.

Das gewichtete HFCS-Sample ermöglicht zwar unverzerrte Populationsschätzungen, erhöht aber auch die Varianz der Populationsschätzungen, wodurch diese unpräziser werden. Dem von Kish (1995) definierten ungleichen Gewichtungs-

Grafik 7

Verteilung der finalen HFCS-Gewichte



Quelle: HFCS Österreich 2010, OeNB.

Tabelle 16

Vergleich gewichteter und ungewichteter Mittelwerte von ausgewählten HFCS-Variablen (imputiert)

	Mittelwert	
	ungewichtet	gewichtet
Haushaltsgröße (Anzahl der Personen)	2,11	2,13
Anteil in % aller Haushalte		
Wien	28,3	23,3
Niederösterreich	17,3	16,0
Burgenland	3,0	4,1
Steiermark	13,0	15,4
Kärnten	6,2	6,8
Oberösterreich	15,1	15,3
Salzburg	5,7	6,6
Tirol	7,6	8,4
Vorarlberg	3,8	4,1
in EUR		
Geschätztes monatliches Haushaltsnettoeinkommen	2.287	2.306
Wert des Hauptwohnsitzes ¹	257.666	258.072

Quelle: HFCS Austria 2010, OeNB.

¹ Hierfür wurde die Variable DA1110 verwendet.

effekt (Unequal Weighting Effect – UWE) zufolge können die Varianzen von HFCS-Populationsschätzern infolge der Gewichtung um maximal 27,7% ($UWE = 1 + cv^2 = 1,2768$) erhöht sein; dies ist ein relativ kleiner Effekt. Aus diesem Grund ist es hier nicht notwendig, Methoden zum Trimmen der Gewichte anzuwenden. Darüber hinaus wird für eine deutlichere Verringerung des Bias eine geringfügige Erhöhung der Varianz in Kauf genommen, wenn dadurch vermieden werden kann, dass verzerrte Ergebnisse zu häufig als signifikant eingestuft werden.

Eine Anleitung zur korrekten Verwendung der Gewichte in Stata[®] findet sich im User Guide (Kapitel 9).