

7 Berechnung der Survey-Gewichte

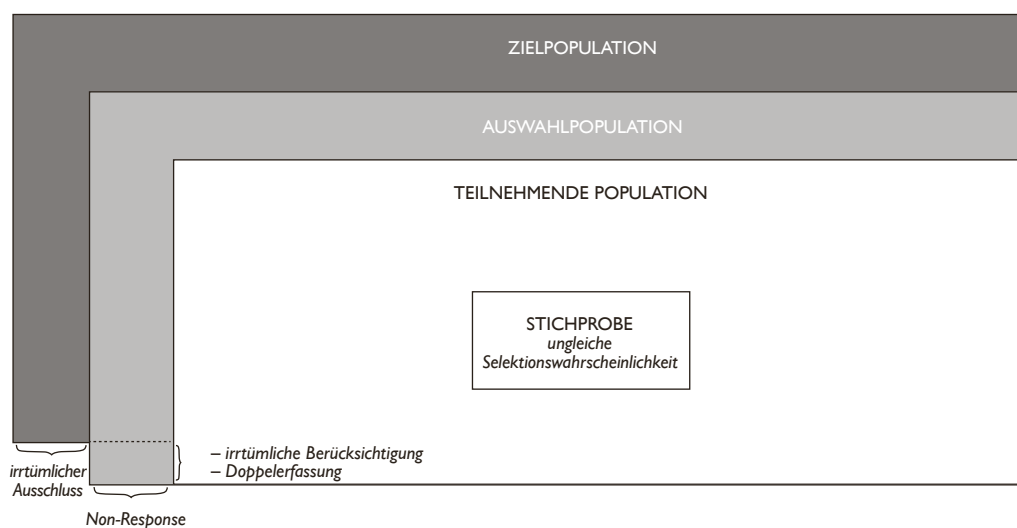
7.1 Einleitung

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 Unvollständigkeits der Auswahlpopulation (Frame Bias) und aus der Antwortverweigerung (Non-Response Bias) resultieren (siehe Grafik 5).

Grafik 5

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 ist die Anzahl der zu ziehenden PSUs in einem Stratum vorgegeben. Dadurch variieren die Selektionswahrscheinlichkeiten der privaten Haushalte über die Strata. Ein weiteres Beispiel ist der überproportional hohe Anteil von Haushalten aus Ballungszentren (z. B. Wien) in der HFCS-Stichprobe aufgrund der erfahrungsgemäß relativ niedrigen Teilnahmebereitschaft in diesen Regionen. Zur Korrektur dieser Verzerrungen

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.

der Repräsentativität wurden Design-Gewichte konstruiert, die in Abschnitt 7.2.2 erläutert werden. Nähere Informationen über das Stichprobendesign sind Kapitel 6 zu entnehmen.

Auch Unvollständigkeiten 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 Poststratifizierungs-Gewichten (im Fall irrtümlichen Ausschlusses) reduziert werden. Die Konstruktion dieser Gewichte wird in den Abschnitten 7.2.2 bzw. 7.2.4 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 Haushalten der Stichprobe verfügbar. Die Verbesserung der Genauigkeit, die durch die Stratifizierung mittels dieser Variablen möglich gewesen wäre, kann zum Teil im Zuge der Berechnung der Poststratifizierungs-Gewichte erzielt werden, indem anhand dieser Variablen

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.

poststratifiziert wird. Diese Poststratifizierungs-Gewichte wurden auch für die Korrektur des irrtümlichen Ausschlusses von Haushalten angewendet (siehe Abschnitt 7.2.4).⁴

Survey-Gewichte sind beim HFCS von großer Bedeutung. Die Berechnung der Design-, Non-Response- und Poststratifizierungs-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 Poststratifizierungs-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.

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 auf Basis des zweistufigen Stichprobendesigns sowie der verwendeten Selektionswahrscheinlichkeiten der PSUs und SSUs. In der ersten Stufe wurden die kleinsten geografischen Einheiten, die Zählsprengel (PSU), gezogen, in der zweiten Stufe wurden die Haushalte (SSU) innerhalb dieses Zählsprengels gezogen (siehe dazu Kapitel 6). Die Wahrscheinlichkeit, dass der i -te Haushalt im j -ten Zählsprengel in die Stichprobe aufgenommen wird, ist das Produkt der Selektionswahrscheinlichkeit des Zählsprengels und der Selektionswahrscheinlichkeit des Haushalts unter der Bedingung, dass der Zählsprengel dieses Haushalts ausgewählt wurde. Die Inverse dieses Produkts ist das vorläufige Design-Gewicht. Dabei werden die beiden Schritte des Stichprobenverfahrens nachgezeichnet:

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

Schritt 1: Berechnung der Wahrscheinlichkeit, dass eine bestimmte PSU gezogen wird. Wie in Kapitel 6 beschrieben, ist diese Selektionswahrscheinlichkeit in Abhängigkeit von der relativen Anzahl an Haushalten in einer PSU definiert. Die Wahrscheinlichkeit, dass PSU j in einem Stratum h gezogen wird, ist

$$PSU(h, j) = \frac{M_{hj} m_h}{N_h},$$

wobei M_{hj} die Anzahl der Haushalte in diesem Zählsprenkel (h, j), m_h die Anzahl der zu ziehenden PSUs in diesem Stratum und N_h die Anzahl der Haushalte in diesem Stratum sind.

Schritt 2: Unter der Bedingung, dass eine PSU gezogen ist, hat jeder Haushalt in diesem Zählsprenkel die gleiche Wahrscheinlichkeit, gezogen zu werden. Die Selektionswahrscheinlichkeit ist somit gegeben durch

$$\frac{m_{hj}}{M_{hj}},$$

wobei m_{hj} die Anzahl der zu ziehenden Haushalte in der PSU (also 8 in einem Stratum mit mehr als 50.000 Einwohnern und 12 in Restösterreich) ist. Wie oben ist M_{hj} die Anzahl der Haushalte in diesem Zählsprenkel.

Insgesamt ergibt sich die Ex-ante-Selektionswahrscheinlichkeit $Prob(i)$ für jeden Haushalt i durch Multiplikation der beiden Teilwahrscheinlichkeiten. Diese lässt sich darstellen als:

$$Prob(i) = \frac{m_{hj} m_h}{N_h} = \frac{1}{w_{Di}}.$$

Das Design-Gewicht (w_{Di}) wird mittels Inversion dieser Wahrscheinlichkeit berechnet. Ein Haushalt mit einer Selektionswahrscheinlichkeit von 0,001 erhielt z. B. ein Design-Gewicht von $1.000=1/0,001$; dies ist ein viel höheres Gewicht als jenes für einen Haushalt mit einer Selektionswahrscheinlichkeit von 0,009, das $111=1/0,009$ betragen würde.

Diese Vorgangsweise stellt sicher, dass jeder Haushalt, der aufgrund des Stichprobendesigns innerhalb eines Stratums eine gleiche Selektionswahrscheinlichkeit hat, ein gleiches Design-Gewicht erhält. Aufgrund der unterschiedlichen Annahmen bezüglich der Teilnahmebereitschaft zur Erhebung der zu ziehenden SSUs sowie der unterschiedlichen Größe der Strata in Bezug auf die Anzahl der Haushalte, variieren die Design-Gewichte über die Strata.

Zuletzt befanden sich trotz der sorgfältigen Aufbereitung und Bereinigung der Auswahlpopulation vor der Stichprobenziehung noch unzulässige („ineligible“; siehe Kasten 2) oder doppelt erfasste Haushalte in der HFCS-Stichprobe (siehe auch Abschnitt 4.6.2.13); 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 Design-Gewichte gleich null gesetzt wurden. Dadurch reduzierte sich die Summe der Design-Gewichte von rund 4,1 Millionen auf 3,9 Millionen.

Tabelle 12

HFCS-Design-Gewichte nach Bundesland

	Mittelwert	Median	Minimum	Maximum
Wien	494	513	0	707
Niederösterreich	757	779	0	1.099
Burgenland	729	694	0	1.008
Steiermark	641	636	0	1.146
Kärnten	613	484	0	1.183
Oberösterreich	626	632	0	1.004
Salzburg	600	512	0	925
Tirol	651	624	0	1.085
Vorarlberg	792	833	0	1.045
Insgesamt	614	547	0	1.183

Quelle: HFCS Austria 2014, OeNB.

In Tabelle 12 sind einige Auswertungen der berechneten HFCS-Design-Gewichte nach Bundesländern dargestellt. Wien und Salzburg sind die Bundesländer mit den geringsten Mediengewichten, was plausibel ist, da die Haushalte dieser Regionen aufgrund der niedrigen Teilnahmebereitschaft in der ersten Welle des HFCS in Österreich überproportional in der Stichprobe 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 interpretiert werden, die durch diesen Haushalt repräsentiert werden. Der Wiener Median-Haushalt beispielsweise repräsentiert etwa 513 Haushalte in der Auswahlpopulation.

Kasten 2

Unit-Non-Response im HFCS in Österreich

Im HFCS in Österreich konnten von den 6.308 Adressen der Bruttostichprobe 2.997 Haushalte erfolgreich interviewt werden. Die restlichen 3.311 Adressen sind entweder Unit-Non-Response-Fälle (2.997 Haushalte), unzulässige Adressen (284 Adressen) oder Adressen unbekannter Zulässigkeit (30 Adressen).

Bei den Unit-Non-Response-Fällen handelt es sich um Haushalte im Sinn 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. Insgesamt fallen 2.657 Haushalte in diese Gruppe. Eine weitere Ursache für die Unit-Non-Response war, dass von Anfang an kein Kontakt mit dem Haushalt hergestellt werden konnte, was bei 136 Haushalten passierte. Bei den restlichen 204 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 284 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 30 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 30 Haushalte nach dem Zufallsprinzip als unzulässig und die restlichen 29 als zulässig eingestuft.

Nach dieser Einstufung ergeben sich schließlich in der HFCS-Stichprobe eine Zulässigkeitsrate von 95 % und eine Non-Response-Rate der zulässigen Haushalte von 50,2 %. Dies bedeutet, dass 49,8 % der zulässigen Haushalte der HFCS-Stichprobe für ein erfolgreiches Interview gewonnen werden konnten. Aktiv die Teilnahme am Survey verweigert haben nur 44,1 % der zulässigen Haushalte.

Tabelle 13

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 Teilnehmerweigerung korrelieren, so ist die am Survey teilnehmende Population keine zufällige Stichprobe der Auswahlpopulation und die Stichprobe weist einen Non-Response-Bias auf (siehe Grafik 5). Dies ist beim HFCS der Fall, wie aus Tabelle 13 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, die in Wohnungen leben oder in Gemeinden mit höheren durchschnittlichen Personeneinkommen oder mit höheren Arbeitslosigkeitsraten, eine geringere Teilnahme-wahrscheinlichkeit auf. Andererseits ist die Response-Rate von Haushalten, die von älteren Interviewern kontaktiert wurden, deutlich höher als jene von Haushalten, die auf jüngere Interviewer trafen. Ebenfalls hatten jene Haushalte eine höhere Teilnahmewahrscheinlichkeit, die von Interviewern mit Universitätsabschluss kontaktiert wurden oder die in Gegenden ohne Graffiti wohnen oder in Gemeinden mit einem höheren durchschnittlichen Alter der Bevölkerung. 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

Schätzung der Response-Propensität auf Basis eines Logit-Regressionsmodells

Kovariaten	Koeffizienten
Paradaten zum Interview, Wohnsitz und zur Wohngegend	
Interview-Reihenfolge des Haushalts beim Interviewer	0,00446*** (0,000545)
Gebäude-Charakteristik (Referenzgruppe: Freistehendes Einfamilienhaus)	
Einfamilienhaus als Doppelhaushälfte	0,108 (0,166)
Einfamilienhaus als Reihenhaus	-0,0911 (0,190)
Landwirtschaftliches Wohngebäude	-0,279 (0,178)
Wohnung in einem Wohnblock/Wohnhochhaus	-0,419*** (0,0797)
Studentenwohnheim/einzelnes Zimmer (zur Untermiete)	-0,601 (0,429)
Sonstiger Gebäudetyp	1,827*** (0,444)
Gebäude-Bauweise (Referenzgruppe: Exklusiv)	
Sehr gut	-0,0765 (0,187)
Mittelmäßig	-0,102 (0,189)
Einfach	-0,168 (0,205)
Sehr einfach	0,120 (0,287)
Gebäude-Lage (Referenzgruppe: Stadtzentrum)	
Lage zwischen Stadtzentrum und Vororten	0,225*** (0,0796)
Vororte und Stadtrandlage	0,130 (0,0844)
Ländliche Gegend	-0,121 (0,104)
Graffitis in Wohngegend (Referenzgruppe: Viel)	
Wohnlage – Graffiti = 2, Etwas	0,879** (0,375)
Wohnlage – Graffiti = 3, Wenig	0,485 (0,361)
Wohnlage – Graffiti = 4, Gar nicht	0,601* (0,359)
Stichprobendesign-Variablen	
Design-Gewicht	0,000915*** (0,000202)
Interviewercharakteristika	
Weibliche Interviewerin	-0,311*** (0,0590)
Alter des Interviewers	0,0141*** (0,00273)
Interviewer mit Ausbildung auf Universitätsniveau	0,302*** (0,0677)
Erfahrung des Interviewers (in Monaten)	-0,00168*** (0,000367)
Variablen auf Gemeindeebene	
Durchschnittliches Personeneinkommen pro Gemeinde im Jahr 2011	-0,0000299** (0,0000119)
Anteil an Erwerbstätigen im primären Sektor pro Gemeinde im Jahr 2011	-4,090*** (1,134)
Bevölkerungsanteil mit Uniabschluss pro Gemeinde im Jahr 2012	-1,199** (0,474)
Arbeitslosenrate pro Gemeinde im Jahr 2011	-6,096*** (1,408)
Durchschnittliches Alter der Bevölkerung pro Gemeinde im Jahr 2011	0,00454** (0,00221)
Variablen auf Bezirksebene	
Durchschnittliche Kriminalitätsfälle pro Bezirk in den Jahren 2009 und 2010	0,000160 (0,000360)
Konstant	-0,325 (0,609)
Beobachtungen ¹	6.023

Quelle: HFCS Austria 2014, OeNB.

¹ Die restlichen 285 Beobachtungen des Datensatzes sind unzulässig („ineligible“) und werden daher in der Regression nicht berücksichtigt.

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

der Anpassung mittels Gewichtungsklassen (Weighting Class Adjustment Method) mit der modellbasierten Anpassungsmethode (Model-Based Adjustment Method) kombiniert (siehe Biemer und Christ, 2008). Die Gewichtungsklassen werden gemäß der in Haziza und Beaumont (2007) beschriebenen Methode optimal gewählt. Der Algorithmus kann in den folgenden drei Schritten zusammengefasst werden:

Schritt 1: Zur Schätzung der Response-Wahrscheinlichkeit jedes Haushalts (vorausgesetzt, der Haushalt wurde in die Stichprobe gezogen) wurde das in Tabelle 13 dargestellte Logit-Regressionsmodell verwendet.

Schritt 2: Die Response-Propensität dieser Haushalte wurde in sieben Klassen eingeteilt. Die Anzahl der Klassen bzw. deren daraus resultierende Größe wird gemäß Haziza und Beaumont (2007) optimal gewählt. Dabei wird ein k-Means-Algorithmus verwendet, um die Haushalte in eine vorher bekannte Anzahl von Response-Klassen mit geringer Varianz und ähnlicher Größe zu gruppieren. Anschließend werden Indikatoren der Zugehörigkeit zu den Klassen anhand einer OLS-Regression als erklärende Variablen für die Response-Propensität aus dem in Schritt 1 geschätzten Logit-Regressionsmodell verwendet. Beginnend mit einer Klasse wird in einem iterativen Prozess die Anzahl der Klassen so lange erhöht, bis das korrigierte R^2 dieser OLS-Regression 95 % übersteigt. Dies ist in der zweiten Welle des HFCS in Österreich bei sieben Klassen der Fall. Anschließend wurde für jede Klasse die durchschnittliche Response-Neigung errechnet (ungewichtete Gesamtzahl der teilnehmenden Haushalte/ungewichtete Gesamtzahl der Haushalte).⁵

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.⁶ Es wurden in der Interviewer-Erhebung (siehe Abschnitt 3.8) Informationen zu den Interviewern (wie beispielsweise Bildung und Erfahrung des Interviewers) erhoben, die mit der Response-Propensität stark und statistisch signifikant korrelierten und daher bei Schritt 1 einfließen. Ebenso wurden Stichprobendesign-Informationen und Informationen auf Gemeinde- oder Bezirksebene verwendet, die die Teilnahmebereitschaft ebenso signifikant erklären können.

Tabelle 14

HFCS-Non-Response-Gewichte nach Response-Propensität

Klassen	Vorhergesagte Response-Propensität in %	Gewicht
I	0 bis 33	3,417
II	33 bis 41	2,694
III	41 bis 48	2,375
IV	48 bis 55	1,853
V	55 bis 64	1,664
VI	64 bis 75	1,517
VII	75 bis 100	1,216

Quelle: HFCS Austria 2014, OeNB.

⁵ Die durchschnittliche Response-Propensität ist aus Gründen der Effizienz ungewichtet (hinsichtlich der Design-Gewichte). Siehe dazu Little und Vartivarian (2003).

⁶ 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.

Die HFCS-Non-Response-Gewichte sind in Tabelle 14 abgebildet. Für jede der sieben 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.

7.2.4 Poststratifizierungs-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 anderen umfangreichen Erhebungen, wie jenen von EU-SILC (European Union Statistics on Income 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 Heimatorts 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 Statistik Austria eingeräumt.⁷

Vor dem Hintergrund, dass ein irrtümlicher Ausschluss von Haushalten auch bei diesen Datensätzen auftritt, ist es nicht zweckmäßig, die ganze Stichprobe entsprechend der Größe der Zielpopulation dieser Datensätze zu gewichten. Jedoch wurde in der zweiten Welle des HFCS in Österreich die Hauptwohnsitzmeldung im Interview erfasst, wodurch eine Anpassung dieser Gruppe von Haushalten an den Mikrozensus durchaus sinnvoll erscheint. Es kann derart vor allem ein besserer Eindruck hinsichtlich der Haushaltsanteile in den Bundesländern gewonnen werden, weil der österreichische Mikrozensus über eine viel größere Stichprobe

⁷ Zum Mikrozensus siehe Haslinger und Kytir (2006), S. 512 f.; zu EU-SILC siehe Statistik Austria (2015), S. 45.

als der HFCS verfügt. Für die kleine Gruppe der restlichen Haushalte in der HFCS-Stichprobe, die über keine Hauptwohnsitzmeldung verfügen, erscheint jedoch eine Anpassung an den Mikrozensus nicht sinnvoll. Hier dürfte aber der auf irrtümlichen Ausschluss zurückzuführende Bias sehr klein sein, da die meisten Haushalte über Postanschriften verfügen. Es wurden also Poststratifizierungs-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 nur für die als Hauptwohnsitz gemeldeten Haushalte der Population gemäß Mikrozensus angepasst. Zusätzlich kommen die Haushalte, die nicht als Hauptwohnsitz gemeldet sind, hinzu.⁸ Damit wird die Vergleichbarkeit zwischen dem HFCS und dem Mikrozensus in der zweiten Welle weiter verbessert und gleichzeitig der Bias infolge irrtümlichen Ausschlusses reduziert. Poststratifizierungs-Gewichte können außerdem die Sampling-Varianz verringern und folglich die Genauigkeit der Schätzer erhöhen sowie eine etwaige stichprobenspezifische zufällige fehlerhafte Repräsentation der Zielpopulation eliminieren (siehe Abschnitt 7.1).

Die Berechnung der Poststratifizierungs-Gewichte erfolgt anhand der Poststratification-Cell-Adjustment-Methode (siehe Biemer und Christ, 2008) mit den zum Zeitpunkt der HFCS-Feldphase in Österreich verfügbaren Daten des österreichischen Mikrozensus (Q4 2014). 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 Poststratifizierungs-Zellen vorgenommen. Je nach Meldestatus wurden unterschiedliche Poststratifizierungs-Zellen definiert. Für Haushalte, die als Hauptwohnsitz gemeldet sind, dienen Bundesland, Eigentumsverhältnis des Hauptwohnsitzes und Haushaltsgröße als Poststratifizierungs-Variablen. Für alle anderen Haushalte wird keine Poststratifizierung durchgeführt, da sie wie oben beschrieben, nicht in der externen Datenquelle vorhanden sind.

Schritt 2: Für jede Zelle wurde die durchschnittliche Propensität, in die Auswahlpopulation aufgenommen zu werden, berechnet:

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

Schritt 3: In jeder Zelle wird die Propensität mit einem konstanten Faktor angepasst, sodass die Gesamtanzahl der externen Datenquelle angepasst wird.

Schritt 4: Durch Inversion der Propensität für jede Zelle wurde das Poststratifizierungs-Gewicht errechnet.

⁸ Vor der Poststratifizierungs-Anpassung umfasst die HFCS-Auswahlpopulation 3.875.337 Haushalte. Diese setzt sich zusammen aus Haushalten mit Hauptwohnsitzmeldung (3.802.620) und Haushalten ohne Hauptwohnsitzmeldung (72.717, also rund 2 % der Haushalte). Nach der Poststratifizierungs-Anpassung der Haushalte mit Hauptwohnsitzmeldung beträgt deren Population nun 3.789.808 Haushalte, was der Haushaltspopulation gemäß Mikrozensus Q4 2014 entspricht. Die finale HFCS-Haushaltspopulation beträgt daher 3.862.525 (= 3.789.808 + 72.717).

Die Haushalte, die als Hauptwohnsitz gemeldet sind, wurden ihrer Größe nach in zwei Gruppen unterteilt: jene mit 1 bis 4 Personen und jene mit 5 oder mehr Personen.⁹ Damit sind die größeren Haushalte in der HFCS-Stichprobe nicht unterrepräsentiert. Zusätzlich wurden die Haushalte, die als Hauptwohnsitz gemeldet sind, in (Teil-)Eigentümer¹⁰ und Mieter geteilt. Darüber hinaus wurden die Haushalte neun Bundesländern zugeteilt.

Die HFCS-Poststratifizierungs-Gewichte – 36 Werte, d. h. ein Wert pro Kombination aus Meldestatus, Bundesland, Eigentumsverhältnis im Hauptwohnsitz und Haushaltsgröße – sind in Tabelle 15 dargestellt. Es zeigt sich beispielsweise, dass große Haushalte in der HFCS-Auswahlpopulation unterrepräsentiert waren, da sie tendenziell höhere Poststratifizierungs-Gewichte aufweisen.

Tabelle 15

HFCS-Poststratifizierungs-Gewichte für Meldestatus, Bundesland, Eigentumsverhältnis und Haushaltsgröße nach Response-Propensität

	Gemeldeter Hauptwohnsitz				Andere Haushalte			
	Haushaltsgröße (Anzahl der Personen)				Haushaltsgröße (Anzahl der Personen)			
	1 bis 4	5 oder mehr	1 bis 4	5 oder mehr	1 bis 4	5 oder mehr	1 bis 4	5 oder mehr
	Eigentümer		Mieter		Eigentümer		Mieter	
Wien	1,068	0,978	0,964	1,394				
Niederösterreich	1,418	2,463	0,556	1,945				
Burgenland	0,870	2,425	1,101	0,335				
Steiermark	0,968	1,251	0,930					
Kärnten	1,115	1,347	0,685	1,608		1		
Oberösterreich	1,270	1,367	0,941	1,052				
Salzburg	0,743	0,478	2,330	3,142				
Tirol	0,956	1,455	1,118	1,635				
Vorarlberg	1,480	0,824	0,408	0,562				

Quelle: HFCS Austria 2014, 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:

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

$$w_{Di} = \frac{\text{Prob}(i \text{ ist gezogen}) \cdot \text{Prob}(i \text{ nimmt teil} | i \text{ ist gezogen}) \cdot \text{Prob}(i \text{ ist Teil der Auswahlpopulation})}{\text{Prob}(i \text{ ist gezogen und } i \text{ nimmt teil})}$$

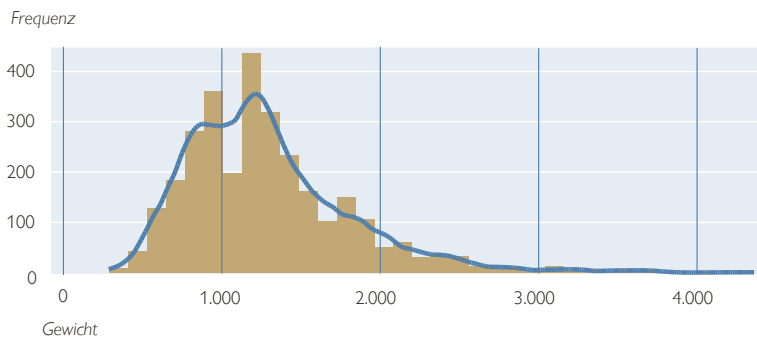
$$w_{PSi} = \frac{I}{\text{Prob}(i \text{ ist gezogen und } i \text{ nimmt teil und } i \text{ ist Teil der Auswahlpopulation})}$$

⁹ Aufgrund der sehr niedrigen Anzahl in einer Poststratifizierungs-Zelle wurden die Zellen nach Haushaltsgröße in der Steiermark für die Mieter des Hauptwohnsitzes aggregiert.

¹⁰ Inklusive der unentgeltlichen Nutzer des Hauptwohnsitzes.

Grafik 6

Verteilung der finalen HFCS-Gewichte



Quelle: HFCS Austria 2014, OeNB.

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 in der Nettostichprobe zu sein haben ein geringeres finales Gewicht und repräsentieren weniger Haushalte in der Zielpopulation als Haushalte mit einer geringen Wahrscheinlichkeit in der Nettostichprobe zu sein.

Die Kombination aus Non-Response und Poststratifizierung ergibt 252 unterschiedliche Zellen der Gewichtsanpassung basierend auf Meldestatus, Bundesland, Eigentumsverhältnis im Hauptwohnsitz, Haushaltsgröße und oben beschriebener Response-Propensitäts-Klassen. Jeder Haushalt ist in genau einer dieser Zellen vertreten.

Unter Berücksichtigung der Design-Gewichte ergeben sich schließlich die finalen HFCS-Gewichte, deren Verteilung in Grafik 6 dargestellt ist. Die finalen HFCS-Gewichte reichen von 287 bis 4.360, der Mittelwert beträgt 1.289, der Median 1.207. 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. Zusätzlich lässt sich eine leichte Bipolarität der Verteilung der Gewichte erkennen. Dies ist auf die Non-Response-Gewichte zurückzuführen.¹¹

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 24,7% auf 23,1%). Das

Tabelle 16

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

	Mittelwert	
	Ungewichtet	Gewichtet
Haushaltsgröße (Anzahl der Personen)	2,07	2,14
<i>Anteil in % aller Haushalte</i>		
Wien	24,7	23,1
Niederösterreich	16,6	18,9
Burgenland	3,2	3,2
Steiermark	13,8	13,7
Kärnten	6,3	6,5
Oberösterreich	15,9	15,9
Salzburg	7,2	6,1
Tirol	7,8	8,4
Vorarlberg	4,3	4,2
<i>in EUR</i>		
Geschätztes monatliches Haushaltsnettoeinkommen	2.388	2.450
Haushaltsnettovermögen	227.887	258.414

Quelle: HFCS Austria 2014, OeNB.

¹¹ Wie in Tabelle 14 ersichtlich, gibt es einen relativ starken Sprung der Non-Response-Gewichte zwischen Klasse IV und V. Dies verursacht die erwähnte Bipolarität der Verteilung der finalen Gewichte.

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 höherem Einkommen in der ungewichteten Stichprobe 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 in der ungewichteten HFCS-Stichprobe hinsichtlich der HFCS-Zielpopulation wurde ein Satz finaler HFCS-Gewichte berechnet. Diese Ungenauigkeiten betreffen Verzerrungen aufgrund ungleicher Selektionswahrscheinlichkeit, irrtümlicher Berücksichtigung, Doppelerfassung und fehlerhaften Ausschlusses.

Die gewichtete HFCS-Stichprobe ermöglicht zwar unverzerrte Populationsschätzungen, erhöht aber auch die Varianz der Populationsschätzungen, wodurch diese unpräziser werden.¹² Dem von Kish (1995) definierten ungleichen Gewichtungseffekt (Unequal Weighting Effect, UWE) zufolge können die Varianzen von HFCS-Populationsschätzern infolge der Gewichtung um maximal 16,7% ($UWE = 1 + \text{Variationskoeffizient}^2 = 1,167$) erhöht sein. Im Vergleich zur ersten Welle wurde aufgrund des adaptierten Stichprobendesigns dieser Wert weiter verbessert. 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).

¹² Der Schritt der Poststratifizierung kann diese Erhöhung der Stichprobenvarianz einschränken (siehe Levy und Lemeshow, 2008).