

Dr. Andreas Berg, Dipl.-Mathematiker Wolf Bihler

Das Stichprobendesign der Haushaltsstichprobe des Zensus 2011

24 Jahre nach der letzten Volkszählung im früheren Bundesgebiet wird es in Deutschland wieder einen Zensus geben. Der Zensus 2011 stellt für das Statistische Bundesamt eine außerordentliche Herausforderung dar, da mit dem registergestützten Zensus auch zahlreiche methodische Neuerungen verbunden sind. Im Gegensatz zu vergangenen Volkszählungen wird es im Mai 2011 nicht zu einer Vollerhebung von Personen kommen. Lediglich etwa 9,6% der Bevölkerung werden innerhalb einer Haushalbefragung gebeten, Auskunft zu geben. Diese Haushaltsstichprobe ist ein Baustein des gesamten Zensus. Hauptziele dieser Befragung sind, Registerfehler aufzudecken, also Karteileichen und Fehlbestände (oft auch mit Über- und Untererfassungen beschrieben), sowie Informationen über die Bevölkerung zu gewinnen, die nicht den Melderegistern zu entnehmen sind. Im folgenden Beitrag werden Stichprobenplanung und Datenquellen des Zensus 2011 vorgestellt. Weiterhin werden das Design und die eingesetzte Stichprobenmethodik erläutert. Zuletzt wird ein Ausblick auf ergänzende Stichproben – Neuzugangsstichprobe und Wiederholungsbefragung – sowie die Weichenstellungen hinsichtlich der Hochrechnung der Befragungsergebnisse gegeben.

1 Einleitung

Die Stichprobe, die für die Haushalbefragung im Zensus 2011 vorgesehen ist, stellt eine der größten in der amtlichen Statistik je gezogenen Stichproben dar. Daraus ergibt sich die besondere Gelegenheit, Stichprobendesigns zu entwickeln, die deutlich feiner strukturiert werden können, als dies in vielen anderen Fällen möglich ist.

Um alle Möglichkeiten hierzu und für die Hochrechnung effektiv auszunutzen, initiierte das Statistische Bundesamt

ein Stichprobenforschungsprojekt, das von der Universität Trier und GESIS – Leibniz-Institut für Sozialwissenschaften in Mannheim unter der Leitung von Professor Dr. Ralf Münich und PD Dr. Siegfried Gabler bearbeitet wurde.

Aus den Vorgaben für das Projekt durch das Statistische Bundesamt wurde die Anschrift¹ als Stichprobeneinheit gewählt. In Kapitel 2 werden die Ziele dargestellt, auf die hin das Stichprobendesign optimiert wurde. Die verfügbaren Daten und Klasseneinteilungen werden ebenfalls vorgestellt. Kapitel 3 gibt einen Überblick über Randbedingungen, die das gesamte Projekt generell beeinflusst haben.

Mit allen am Stichprobenforschungsprojekt Beteiligten wurde beschlossen, dass die Methode der geschichteten Zufallsstichprobe angewandt wird. Die theoretischen Vorteile der geschichteten Zufallsstichprobe sind allgemein bekannt und zusammen mit den im Statistischen Bundesamt vorhandenen Erfahrungen bei der Anwendung dieser Methodik sollte damit eine erste stabile Plattform für weitere Verfeinerungen der Haushaltsstichprobe gelegt sein.

In Kapitel 4 wird beschrieben, wie die Schichten konstruiert sind, welche Schichtungsvariablen in Betracht gezogen wurden und wie das Schichtungsschema über sogenannte „Sampling Points“ Verwendung gefunden hat. Die Aufteilungsmechanismen der Stichprobeneinheiten auf die Schichten werden in Kapitel 5 angesprochen. Dort wird gezeigt, dass sich eine Verallgemeinerung der Methode der optimalen Allokation als geeignet erwiesen hat, im deutschen Zensus 2011 angewendet zu werden.

¹ Eine Anschrift ist in der Regel definiert durch Straße und Hausnummer.

Kapitel 6 enthält Informationen über die Implementierung der Stichprobenmethodik getrennt für verschiedene Teile der Auswahlgesamtheit. Außerdem wird kurz auf die benötigte Rechenleistung und die SAS-Programmierung eingegangen.

Die gezogene Stichprobe wird danach anhand verschiedener Verteilungseigenschaften analysiert und die Ergebnisse in Kapitel 7 dargestellt.

Für Qualitätsuntersuchungen wird sofort nach der Stichprobenhauptziehung noch eine Unterstichprobe für die sogenannte Wiederholungsbefragung gezogen. Zusätzlich zur Haushaltsstichprobe wird eine weitere Stichprobenziehung stattfinden, mit der die seit der Hauptziehung neu hinzugekommenen Anschriften einbezogen werden. Die Ziehung für die Wiederholungsbefragung und die Neuzugangsziehung werden in Kapitel 8 grob umrissen.

2 Ziele und Datenquellen

Der Zensus 2011 in Deutschland wird als registergestützter Zensus durchgeführt.² Wichtigste Zielgröße ist hierbei die Anzahl der Personen. Daraus abgeleitet ist das wichtigste Ziel der Haushaltsstichprobe, Über- und Untererfassungen in den Melderegistern zu schätzen. Die Melderegister stellen die Grundlage für die Ermittlung der Einwohnerdaten aus den fast 12 000 Gemeinden Deutschlands dar. Innerhalb des gesamten Schätzprozesses sind Registerfehler hochzurechnen und der Saldo von Fehlbeständen und Karteileichen zur Zahl der in den Melderegistern geführten Personen zu addieren.

Bereits 2001 hat man im sogenannten Zensustest³ die bundesweit hochgerechnete Rate der stichtagsrelevanten Personen, die in den Melderegistern enthalten sind, jedoch bei der Haushalbefragung nicht vorgefunden werden (Karteileichen), auf etwa 2,9% geschätzt, während für die Personen, die in der Haushalbefragung als wohnhaft zum Stichtag festgestellt werden, aber nicht im Melderegister enthalten waren (Fehlbestände), eine Rate von etwa 1,7% geschätzt wurde. Zusätzlich wurde im Zensustest ermittelt, dass die Registerfehlerraten in der Regel mit wachsender Gemeindegröße zunehmen, kleinere Gemeinden also in der Regel geringere Registerfehlerraten besitzen als größere Gemeinden.

Das Erkennen und die (statistische) Korrektur von Karteileichen und Fehlbeständen ist das erste Hauptziel der Haushalbefragung.

Ein zweites Ziel der Haushalbefragung ist es, Informationen über Zusatzmerkmale zu beschaffen – das sind Merkmale, die nicht aus den Melderegistern abzuleiten sind. Der Großteil dieser Merkmale betrifft bildungs- und erwerbsrelevante Informationen, wie zum Beispiel höchster Schulabschluss oder Selbstständigkeit. Ergebnisse für diese Zusatzmerkmale können abweichend von der Ermittlung der

Einwohnerzahl nur über die Haushaltsstichprobe hochgerechnet werden.

Bereits diese Zielausrichtung der Haushaltsstichprobe verdeutlicht, dass die Anschrift – nicht die Person – als Stichprobeneinheit zu wählen ist. Nur durch die Befragung sämtlicher Personen an einer Anschrift können Fehlbestände aufgedeckt werden, indem das Erhebungsergebnis mit den Melderegisterdaten verglichen wird. Die Person dient lediglich als Erhebungseinheit.

Datenquelle für die Bildung der Auswahlgesamtheit ist das Anschriften- und Gebäuderegister.⁴ Dieses enthält prinzipiell alle relevanten Anschriften aus den Melderegistern sowie eine kleinere Anzahl von Anschriften, die aus zusätzlichen Quellen stammen.

Potenziell fehlende Wohnanschriften in den Melderegistern führen zu einer unzureichend abgegrenzten Auswahlgesamtheit. Um diese Effekte abzumildern, werden Anschriften hinzugefügt, die nicht in den Melderegistern, aber in Datensätzen der Bundesagentur für Arbeit und in den georeferenzierten Adressdaten BUND der Vermessungsverwaltung enthalten sind.

Obwohl die Daten auf Personenebene gesammelt werden, findet die Stichprobenziehung auf Anschriftenebene statt, wobei auf Anschriftenebene aggregierte Hilfsmerkmale genutzt werden.

Von 21,7 Millionen Anschriften aus dem Anschriften- und Gebäuderegister wurden etwa 1,7 Millionen Anschriften entfernt, weil sie nicht zur Auswahlgesamtheit gehörten, darunter 36 300 sensible Sonderanschriften (zur Definition der Sonderbereiche siehe Übersicht 1). Die Auswahlgesamtheit für die Stichprobenziehung beläuft sich somit auf 19 910 826 Normalanschriften (Anschriften, die keine Sonderanschriften sind) und 19 547 nicht sensible Sonderanschriften. Damit wurde die Zahl der im Anschriften- und Gebäuderegister befindlichen etwa 21 700 000 Anschriften bereits spürbar reduziert. In den knapp 20 Millionen Anschriften sind etwa 859 000 Anschriften enthalten, die nicht aus den Melderegistern stammen (siehe Schaubild 1).

Aufgrund der unterschiedlichen Behandlung von Normalanschriften und nicht sensiblen Sonderanschriften in den Erhebungen wurden diese Anschriften auch bei der Ziehung unterschiedlich gehandhabt (siehe Kapitel 4 ff.).

Das erste Stichprobenhauptziel – die Schätzung von Karteileichen und Fehlbeständen – erwies sich als das Ziel, welches das Stichprobendesign am deutlichsten beeinflusste. Dies liegt zum einen an der herausragenden Bedeutung, die die Ermittlung der Einwohnerzahlen für den Zensus hat, zum anderen daran, dass für das zweite Ziel kaum Datenmaterial vorliegt. Damit waren Voruntersuchungen bezüglich der Eigenschaften zu schätzender Variablen und der Auswahl geeigneter Hilfsvariablen kaum möglich. Weiterhin ist zu bedenken, dass nicht sensible Sonderanschriften zwar für

² Siehe Bierau, D.: „Neue Methode der Volkszählung – Der Test eines registergestützten Zensus“ in WiSta 5/2001, Seite 333 ff.

³ Siehe Statistische Ämter des Bundes und der Länder: „Ergebnisse des Zensustests“ in WiSta 8/2004, Seite 813 ff.

⁴ Details hierzu siehe Kleber, B./Maldonado, A./Scheuregger, D./Ziprik, K.: „Aufbau des Anschriften- und Gebäuderegisters für den Zensus 2011“ in WiSta 7/2009, Seite 629 ff.

Übersicht 1

Sonderbereichsarten mit Typisierungsmerkmalen

	sensibel
Studentenwohnheime	nein
Mutter-Kind-Heime	fallweise Einstufung durch Statistische Ämter der Länder
Arbeiterheime	nein
Alten(pflege)heime	nein
Behinderten(wohn)heime	ja
Kinder- und Jugendheime	fallweise Einstufung durch Statistische Ämter der Länder (überwiegend sensibel)
Internate	nein
Krankenhäuser	ja
Schulen des Gesundheitswesens	nein
Klöster	nein
Flüchtlingsunterkünfte	ja
Justizvollzugsanstalten	ja
Kasernen (Bundeswehr/Bundespolizei)	nein
Notunterkünfte/Unterkünfte für Wohnungslose	ja
Sonstiges Wohnheim/Heim	nein
Sonstige Einrichtungen	fallweise Einstufung durch Statistische Ämter der Länder
(Normalbereich an einer Sonderanschrift)	nein

die Ermittlung der Einwohnerzahl berücksichtigt werden, für das Erreichen von Ziel 1 jedoch keine Rolle spielen, da in den betreffenden Bereichen eine Vollerhebung stattfindet

und die Anschriften deshalb nur im Hinblick auf das zweite Ziel hochrechnungsrelevante Eigenschaften besitzen.

3 Nebenbedingungen

Aufgrund gesetzlicher Bestimmungen unterliegen gewisse Personengruppen und damit deren Anschriften besonderen Schutzmaßnahmen und werden deswegen auch nicht in die Auswahlgesamtheit der Haushaltsstichprobe einbezogen. Dies gilt insbesondere für Bewohner von sensiblen Sonderbereichen.

Der Übergang von einer Vollerhebung zu einer Stichprobe beim Zensus 2011 soll die Belastung der Haushalte und die Kosten für die Befragungen bei möglichst gleich guter Ergebnisqualität reduzieren. Darüber hinaus steht im Vordergrund, dass verschiedene Nutzergruppen spezifische Erhebungstatbestände nachfragen. Qualitativ hochwertiges Datenmaterial, mit dem diese Nachfrage befriedigt werden kann, lässt sich in größerem Umfang nur durch einen Zensus gewinnen.

Laut Zensusgesetz⁵ soll der Stichprobenumfang „10% der Bevölkerung nicht überschreiten“. Da Anschriften und nicht Personen die Auswahlseinheiten sind, hängt die Zahl der von der Stichprobenerhebung betroffenen Personen vom Zufall ab und kann vorab nicht exakt festgelegt werden. Unter einfacher Anwendung approximativer Normalverteilungsannahmen für den realisierten Stichprobenumfang gelangt man aber mit sehr hoher Wahrscheinlichkeit zu dem Ergebnis, dass bei einem festgelegten Stichprobenumfang von 9,6% die 10%-Grenze für den Stichprobenumfang nicht überschritten wird.

⁵ Gesetz über den registergestützten Zensus im Jahr 2011 (Zensusgesetz 2011 – ZensG 2011) vom 8. Juli 2009 (BGBl. I Seite 1781).

Schaubild 1 Auswahlgesamtheit der Haushaltsstichprobe des Zensus 2011



2011 - 01 - 0281

Der gesetzlich festgelegte Auswahlatz von 9,6% bezieht sich auf die Zahl der Personen mit Hauptwohnsitz, bezogen auf die Bevölkerungsfortschreibung zum Stand 31. Dezember 2009. Deren Zahl unterscheidet sich leicht von der Zahl der Personen, die zum 31. Dezember 2009 in den Melderegistern enthalten sind. Umgerechnet ergibt sich damit eine absolute Anzahl von etwa 7 853 000 Personen.

Die Anzahl der Personen, wie oben definiert, musste aus technischen Gründen auf die Anzahl der zu erwartenden gezogenen Anschriften umgerechnet werden. Da auch die Personen mit Nebenwohnsitz zur Erhebungsgesamtheit gehören, mussten dazu auch die Nebenwohnsitzpersonen, deren Zahl in der Auswahlgrundlage ebenfalls verzeichnet ist, berücksichtigt werden.

Aufgrund administrativer Veränderungen zum Ende des Jahres 2009 entschieden sich drei Länder dafür, die Gebietsstände vom 1. Januar 2010 als Grundlage für regionale Zuordnungen bei der Stichprobenplanung und -ziehung zu benutzen, jedoch mit der Einwohnerzahl zum 31. Dezember 2009.

Letztendlich wurde die Stichprobe mit der auf Basis des Anschriften- und Gebäuderegisters aufgebauten Auswahlgesamttheit zum Stand 1. September 2010 gezogen.

Wie bereits erwähnt stammen die im Anschriften- und Gebäuderegister enthaltenen Anschriften nicht nur aus den Melderegistern der Gemeinden, sondern auch aus Registern der Bundesanstalt für Arbeit und aus den georeferenzierten Adressdaten BUND. Vereinfachend beschrieben wird eine Anschrift, die nicht aus den Melderegistern stammt, dann zusätzlich in die Auswahlgesamttheit aufgenommen, wenn sie mindestens in zwei der drei Quellen enthalten ist oder wenn sie nur aus einer Quelle stammt und zusätzlich festgestellt wurde, dass es sich um eine Anschrift mit Wohnraum handelt⁶. Falls eine dieser Nichtmelderegisteranschriften in die Auswahlgesamttheit aufgenommen wird, so wird die Anzahl der Personen an dieser Anschrift auf 0 gesetzt, da aus den beiden anderen Quellen keine zuverlässigen Informationen über die Wohnbevölkerung auszumachen sind. Falls eine solche Anschrift zur Stichprobenanschrift wird, erhebt der Erhebungsbeauftragte alle Personen an dieser Anschrift, sodass dadurch die Anzahl der Personen an dieser Anschrift ermittelt wird.

Eine solche Vorgehensweise führt zu einer beträchtlichen Anzahl von Null-Personenanschriften, deren Einbettung in das Stichprobendesign und deren Konsequenzen in Kapitel 6 näher beschrieben werden.

Vor Beginn des Stichprobenforschungsprojekts wurden von den Statistischen Ämtern des Bundes und der Länder bereits Präzisionskriterien definiert, um ein hohes Maß an Qualität in Bezug auf die Schätzergebnisse zu erreichen. Diese Präzisionskriterien richten sich nach Vorgaben des § 7 Zensusgesetz 2011.

Ausgehend von einem kombinierten Regressionsschätzer für die Gesamtbevölkerung wurde dabei in Gemeinden mit

mehr als 10 000 Einwohnern die Maßgabe von einem relativen Standardfehler, der 0,5% nicht überschreiten soll, abgeleitet. Dieses Prinzip gilt auch für Stadtteile in Großstädten mit mehr als 400 000 Einwohnern (siehe auch Kapitel 4).

Für Untergliederungen von demografischen Merkmalen, die im Zensus 2011 geschätzt werden sollen, gilt davon abweichend, dass der relative Standardfehler beziehungsweise der relative Root Mean Squared Error (RRMSE) für den geschätzten Totalwert von Merkmalsausprägungen, die mindestens 1/15 der Einwohnerzahl (Bevölkerung am Ort der Hauptwohnung) der betreffenden Gemeinde mit mehr als 10 000 Einwohnern/des Stadtteils einer Großstadt umfassen, nicht größer als 15% sein soll. Darüber hinaus sollen die Zufallsfehler für die Schätzungen von Karteileichen insgesamt und der Fehlbestände insgesamt in jeder Gemeinde mit mehr als 10 000 Einwohnern/jedem Stadtteil einer Großstadt minimiert werden.

Die bezüglich Ziel 2 nur aus der Stichprobe erhältlichen Zusatzmerkmale sollen auch auf erweiterter räumlicher Ebene mit den gleichen Präzisionsvorgaben wie die demografischen Merkmale versehen werden, nämlich zusätzlich auf Kreisebene – unabhängig von deren Einwohnerzahl –, sowie für Verbandsgemeinden in Rheinland-Pfalz mit mehr als 10 000 Einwohnern. Aufgrund der strukturellen Besonderheiten wurde dieser bundeslandsspezifische Zusatz zur Qualitätssicherung in Rheinland-Pfalz (siehe auch detaillierter in Kapitel 4) empfohlen.

4 Konstruktion der Schichten

In diesem Kapitel wird der Prozess der Schichtenbildung erläutert. Schon sehr früh im Verlauf der methodischen Untersuchungen wurde von den Auftragnehmern des Stichprobenforschungsprojektes eine erste Empfehlung hinsichtlich einer geschichteten Stichprobe ausgesprochen.

Durch die Festlegung auf Anschriften als Stichprobeneinheit und Personen als Erhebungseinheit wird darüber hinaus bezüglich der Personen ein Klumpungseffekt erzielt.

Aufgrund einer relativ heterogenen Struktur der Gemeinden hinsichtlich ihrer regionalen Eigenschaften (zum Beispiel ländlich oder städtisch) und der daraus folgenden heterogenen Strukturen bezüglich bestimmter Schlüsselvariablen, wie beispielsweise Alter, Bildung, Migration, Beschäftigung und so weiter, einigten sich die Vertreter der Statistischen Ämter des Bundes und der Länder mit den Auftragnehmern des Stichprobenforschungsprojektes auf ein sogenanntes „Sampling Point“-Schema für die Nichtsonderanschriften. Dieses Schema berücksichtigt auf der ersten Schichtungsebene regionale und administrative Strukturen innerhalb einer Klassifikation nach Gemeindegrößen.

Auf der zweiten Schichtungsebene wurde eine Einteilung bezüglich Anschriftengrößen empfohlen und umgesetzt, da diese Variable den größten partiellen Präzisionsgewinn erwarten lässt.

Rheinland-Pfalz besitzt im bundesweiten Vergleich eine besondere regionale Struktur mit einer sehr hohen Anzahl

⁶ Eine solche Prüfung auf Wohnraum ist nach § 14 Zensusgesetz 2011 möglich.

von kleinen Gemeinden und sehr wenigen großen Gemeinden; insbesondere gibt es in Rheinland-Pfalz keine Großstadt mit mehr als 400 000 Einwohnern. Für die Einteilung in Sampling Points hat sich eine dort vorrangig existierende administrative Vereinigung von kleinen Gemeinden zu sogenannten Verbandsgemeinden als äußerst effektiv erwiesen.

Außer in Rheinland-Pfalz gibt es in neun weiteren Bundesländern Gemeindeverbandsstrukturen.

Besonders für Rheinland-Pfalz war jedoch vorab befürchtet worden, dass möglicherweise beträchtliche Präzisionsverluste – speziell für Ziel 2 „Zusatzmerkmale, die nicht aus Melderegistern stammen“ – erwartet werden könnten. Diesen Befürchtungen wurde durch die explizite Definition von Präzisionsforderungen für Rheinland-Pfalz und die daraus folgende besondere Behandlung bei der Aufteilung der Stichprobenanschriften auf die Schichten Rechnung getragen.

Größere Städte zeichnen sich – verglichen mit kleineren Gemeinden – oft durch auffallend große strukturelle Unterschiede innerhalb des Stadtgebietes aus. Für ein ausgewogeneres Stichprobendesign wurde Städten mit mehr als 400 000 Einwohnern angeboten, mehr als eine regionale Schicht (Sampling Point) abhängig von der Einwohnerzahl der Gemeinde zu bilden. Die maximale Zahl von Sampling Points innerhalb einer Großstadt ermittelt sich durch das gerundete Ergebnis aus der Einwohnerzahl dividiert durch 200 000. Dies bedeutet, dass die erwartete durchschnittliche Sampling Point-Größe dieses Typs (hier als Sampling Point-Typ 0 definiert) ungefähr 200 000 Einwohner umfasst. Trotzdem wurden bei der tatsächlichen Aufteilung von Anschriften auf die Sampling Points keine Vorgaben hinsichtlich einer Mindestgröße gemacht, sondern die Konstruktion der Einteilung in Sampling Points gänzlich den zuständigen Kommunen überlassen, da davon auszugehen ist, dass vor Ort eine größere Sachkunde bezüglich der Identifikation fachlich interessanter Stadtteile vorhanden ist.

Nachdem von den Großstädten eine Aufteilung der Anschriften auf die Sampling Points vorgenommen wurde, konnte man feststellen, dass nicht alle betroffenen Gemeinden die maximale Anzahl zur Verfügung stehender Sampling Points in Anspruch genommen haben (zum Beispiel nutzt Hamburg nur sieben von acht möglichen Sampling Points). In Berlin folgten die Zuständigen einer stadtinternen natürlichen Klassifikation in zwölf Stadtteile, obwohl deutlich mehr Sampling Points hätten definiert werden können.

Gemeinden mit 10 000 bis 400 000 Einwohnern wurden als Sampling Point-Typ 1 klassifiziert. Gemeindeverbände – nicht nur die in Rheinland-Pfalz –, die nach dem Abschluss der möglicherweise in ihnen enthaltenen Typ 1-Sampling Points eine Einwohnerzahl von über 10 000 besitzen, wurden als Sampling Point-Typ 2 definiert.

Alle übrigen Gemeinden wurden auf Kreisebene zusammengefasst und mit Sampling Point-Typ 3 codiert.

Durch Zusammenfassungen kleinerer Gemeinden auf Kreisebene können im übrigen Typ 3-Sampling Points entstehen, die weit mehr als 100 000 Einwohner umfassen.

Ein Beispiel für die Durchführung der Sampling Point-Konstruktion auf Kreisebene zeigt Tabelle 1. Der dort dargestellte Kreis liegt in Rheinland-Pfalz und hat nur eine Gemeinde (Alzey) mit mehr als 10 000 Einwohnern. Folglich gehört nur diese Gemeinde zum Sampling Point-Typ 1. Weiterhin liegen in diesem Kreis sechs Verbandsgemeinden als Zusammenfassungen mehrerer kleinerer Gemeinden. Beispielsweise besteht die Verbandsgemeinde Eich aus den Gemeinden Eich, Gimsheim, Alsheim, Hamm und Mettenheim. Alle sechs Verbandsgemeinden überschreiten die Einwohnerzahl von 10 000 Einwohnern und werden deshalb alle dem Sampling Point-Typ 2 zugeordnet. Lediglich eine Gemeinde im gesamten Kreis Alzey-Worms gehört keiner Verbandsgemeinde an. Diese Gemeinde (Osthofen) erreicht nicht die 10 000-Einwohner-Grenze und wird deshalb dem Sampling Point-Typ 3 zugeordnet. Da keine weiteren Typ 3-Gemeinden vorhanden sind, bildet Osthofen allein die Gesamtheit aller auf Kreisebene zusammengefassten Gemeinden des Typs 3 im dargestellten Kreis.

Tabelle 1 Sampling Point-Konstruktion am Beispiel des Kreises Alzey-Worms

Administrative Einheit	Sampling Point-Typ	Einwohnerzahl am 31. Dezember 2009
Alzey	1	17 732
Verbandsgemeinde Alzey-Land	2	24 382
Verbandsgemeinde Eich	2	12 488
Verbandsgemeinde Monsheim	2	10 124
Verbandsgemeinde Westhofen	2	11 721
Verbandsgemeinde Wöllstein	2	11 851
Verbandsgemeinde Wörrstadt	2	28 177
Osthofen (Stadt)	3	8 283

Eine Darstellung aller Sampling Point-Typen auf Bundeslandsebene steht mit Tabelle 2 zur Verfügung. Berlin und Hamburg besitzen nur Sampling Points des Typs 0, während das Land Bremen durch die Gemeinde Bremerhaven auch noch einen Sampling Point des Typs 1 hat. Bundesländer ohne Gemeindeverbandsstrukturen besitzen keine Sampling Points des Typs 2. In Tabelle 2 ist auch gut die rela-

Tabelle 2 Übersicht über die Sampling Point-Typen nach Bundesländern

	Sampling Point-Typ				Ins-gesamt
	0	1	2	3	
Baden-Württemberg	3	245	128	35	411
Bayern	10	214	30	71	325
Berlin	12	0	0	0	12
Brandenburg	0	72	6	14	92
Bremen	3	1	0	0	4
Hamburg	7	0	0	0	7
Hessen	3	165	0	21	189
Mecklenburg-Vorpommern ...	0	24	28	12	64
Niedersachsen	2	204	68	35	309
Nordrhein-Westfalen	16	337	0	18	371
Rheinland-Pfalz	0	45	119	21	185
Saarland	0	40	0	5	45
Sachsen	4	66	14	10	94
Sachsen-Anhalt	0	59	16	11	86
Schleswig-Holstein	0	54	52	10	116
Thüringen	0	33	5	17	55
Deutschland ...	60	1 559	466	280	2 365

tiv hohe Anzahl von Sampling Points der Typen 2 und 3 in Rheinland-Pfalz zu erkennen. Insgesamt wurden 2 365 Sampling Points gebildet.

Auf der zweiten Schichtungsebene wird eine Einteilung der Anschriften bezüglich der Schichtungsvariablen „Anschriftengröße“ umgesetzt. Bei Voruntersuchungen durch das Statistische Bundesamt und die Auftragnehmer des Stichprobenforschungsprojektes wurden verschiedene Anzahlen von Anschriftengrößenklassen und zwei Konzepte zur Bildung der Anschriftengrößenklassen getestet. Das erste Konzept umfasste die Bildung von nach Größe aufsteigend geordneten Anschriftenklassen mit gleich vielen Anschriften in jeder Schicht. Im zweiten Konzept wurden die Schichten nach gleicher Personenzahl in jeder Schicht gebildet. Die Ergebnisse dieser Voruntersuchungen zeigten eindeutig eine höhere Effektivität des zweiten Konzepts. Der größte erwartete Präzisionsgewinn war bei einer Aufteilung auf acht Schichten festzustellen.

Folgende Bemerkungen zu der Aufteilung in dieses Schema sind angebracht:

- › In der ersten Schicht befinden sich alle mit Bevölkerungszahl 0 gekennzeichneten Anschriften, also die Anschriften, die in der Auswahlgesamtheit enthalten sind, aber nicht aus den Melderegistern stammen, sowie Anschriften mit geringer Personenzahl.
- › Die endgültige Anzahl der Schichten errechnet sich aus der Kombination von Sampling Points und Anschriftengrößenklassen, was zu einer Gesamtzahl von $2\,365 \cdot 8 = 18\,920$ Schichten führte.
- › Zur Konstruktion der Sampling Points wurde die Einwohnerzahl am Hauptwohnsitz laut Bevölkerungsfortschreibung vom 31. Dezember 2009 genutzt. Bei der Bildung der acht Schichten auf der zweiten Ebene bezüglich der Anschriftengrößen wurden jedoch die Melderegisterauszüge verwendet, worin Haupt- und Nebenwohnsitzpersonen enthalten sind.

Nachdem für die Nichtsonderanschriften ein Sampling Point-Schema angewandt wurde, soll hier das weniger komplexe Schema bei der Stratifizierung (Zerlegung der Grundgesamtheit) der nicht sensiblen Sonderanschriften dargestellt werden:

Alle nicht sensiblen Sonderanschriften wurden auf Kreisebene – beziehungsweise auf Ebene der kreisfreien Städte – zusammengefasst, diese Zusammenfassungen bilden dann die Schichten für die Ziehung der nicht sensiblen Sonderanschriften.

5 Aufteilungsverfahren

Unter Berücksichtigung der in Kapitel 3 formulierten Präzisionskriterien bezüglich des relativen Standardfehlers wurde die Anwendung einer optimalen Allokation⁷, die die Merk-

malstreuung in den einzelnen Schichten berücksichtigt und die Summe der Gesamtstreuungen optimiert, bevorzugt.

Eine optimale Stichprobenaufteilung ergibt sich demnach aus:

$$n_{h,opt} = \frac{N_h S_h}{\sum_h N_h S_h} n \text{ unter der Nebenbedingung } \sum n_h = n$$

mit

$n_{h,opt}$: optimaler Stichprobenumfang für Schicht h ,

N_h und S_h : Umfang und Standardabweichung der Anschriftengröße in der Auswahlgesamtheit für Schicht h und

n : Gesamtstichprobenumfang.

Wegen der zusätzlichen Nebenbedingungen ist diese Standardformel im vorliegenden Stichprobendesign nicht direkt anwendbar.

Zunächst einmal ist durch die gesetzliche Regelung die zu erwartende Anzahl der Personen in der Stichprobe festgelegt. Auswahlinheit ist jedoch die Anschrift.

Darüber hinaus hat man sich im Vorfeld der Stichprobenziehung bereits über mögliche zum Einsatz kommende Schätzverfahren Gedanken gemacht. Insbesondere modernere Schätzverfahren, die einen modellbasierten Ansatz verfolgen (es wird angestrebt, beispielsweise hinsichtlich kleinerer Nachweiseinheiten auf sogenannte Small Area-Verfahren zurückzugreifen), reagieren relativ sensibel auf das gewählte Stichprobendesign. Extreme Aufteilungsverfahren und daraus resultierende stark variierende Designgewichte (Kehrwerte der Ziehungswahrscheinlichkeiten) können so dazu führen, dass wichtige Annahmen für den Einsatz modellbasierter Verfahren verletzt werden und eine seriöse Hochrechnung mithilfe dieser Methoden nicht mehr gewährleistet ist.⁸

Um bereits im Vorfeld einen Ausschluss der Small Area-Verfahren vom Einsatz für die Hochrechnung zu verhindern, empfahl der Auftragnehmer des Stichprobenforschungsprojektes, die Designgewichte durch besondere Berücksichtigung während des Aufteilungsverfahrens mithilfe sogenannter „Box Constraints“ zu limitieren. Durch den Einsatz von Box Constraints können bereits vor der Ziehung minimale und maximale Auswahlätze für jede Schicht vorgegeben werden. Diese Vorgaben (siehe Tabelle 3) wurden von den Statistischen Ämtern des Bundes und der Länder und den Auftragnehmern des Stichprobenforschungsprojektes gemeinsam erarbeitet. Durch die Abhängigkeit von der Gemeindegrößenklasse wird der Vermutung Rechnung getragen, dass größere Gemeinden in der Regel einen relativ kleinen Auswahlatz benötigen, um eine mit den kleineren Gemeinden vergleichbare Präzision zu erreichen. Dazu werden die unteren Box Constraints für kleinere Gemeinden

⁷ Siehe Neyman, J.: „On the Two Different Aspects of the Representative Method: The Method of Stratified Sampling and the Method of Purposive Selection“, Journal of the Royal Statistical Society, Jahrgang 97, 1934, Nr. 3, Seite 558 ff., sowie Tschuprow, A. A.: „On the Mathematical Expectation of the Moments of Frequency Distributions in the Case of Correlated Observations“, Metron, Jahrgang 2, 1923, Nr. 3, Seite 461 ff.

⁸ Siehe auch Gelman, A.: „Struggles with Survey Weighting and Regression Modeling“, Statistical Science, Jahrgang 22, 2007, Nr. 2, Seite 153 ff.

Tabelle 3 Box Constraints

Gemeindegrößenklasse von ... bis unter ... Einwohner	Auswahlsatz	
	Untergrenze	Obergrenze
10 000 bis 30 000	5	50
30 000 bis 100 000	4	40
100 000 oder mehr	2	40

etwas höher und die oberen Box Constraints für die größeren Gemeinden etwas niedriger angesetzt. Die Intervallgrenzen für die Gemeindegrößenklassen entsprechen einigen typischen Grenzen, die in den Tabellierungen der amtlichen Statistik vorzufinden sind.

Der Einsatz von Box Constraints hat noch einen weiteren positiven Nebeneffekt: Durch das Verwenden der optimalen Allokation ist es möglich, dass in manchen Schichten der zugewiesene Stichprobenumfang den Gesamtanschriftenumfang, der in dieser Schicht zur Verfügung steht, überschreitet. Durch das Setzen der oberen Box Constraints ist dieses Phänomen ausgeschlossen.

Durch die in den von den Auftragnehmern des Stichprobenforschungsprojektes entwickelten Aufteilungsalgorithmus zu integrierenden Box Constraints musste eine Weiterentwicklung des Neyman-Tschuprow-Ansatzes unter Nebenbedingungen erfolgen. Gabler und andere⁹ formulierten einen Lösungsvorschlag, unter welchem die oben beschriebenen Nebenbedingungen integriert sind, mithilfe einer Funktion (für G Sampling Points und H Schichten), die die Summe der quadrierten relativen Standardfehler minimiert:

$$f(n_{11}, \dots, n_{GH}) = \sum_{i=1}^G \frac{1}{\left(\sum_{h=1}^H N_{pih}\right)^2} \sum_{h=1}^H \frac{N_{ih}^2 S_{ih}^2}{n_{ih}} \left(1 - \frac{n_{ih}}{N_{ih}}\right)$$

unter den Nebenbedingungen $m_{ih} \leq n_{ih} \leq M_{ih}$ und

$$\sum_{i=1}^G \sum_{h=1}^H n_{ih} \frac{N_{pih}}{N_{ih}} = \theta \sum_{i=1}^G \sum_{h=1}^H N_{pih}$$

mit

n_{ih} : Zahl der auszuwählenden Anschriften in h -ter Schicht und i -tem Sampling Point,

N_{ih} und S_{ih} : Zahl der Anschriften und Standardabweichung der Anschriftengrößen in h -ter Schicht und i -tem Sampling Point,

N_{pih} : Zahl der gemeldeten Personen (Haupt- oder Nebenwohnsitz) in h -ter Schicht und i -tem Sampling Point sowie

θ : maximaler Anteil an ausgewählten Personen.

Der für die Aufteilung der Stichprobenanschriften auf die Schichten genutzte endgültige Algorithmus wurde vom Team der Auftragnehmer des Stichprobenforschungsprojektes in der Programmiersprache R programmiert.

⁹ Gabler, S./Ganninger, M./Münich, R.: "Optimal Allocation of the Sample Size to Strata under Box Constraints", *Metrika*, Online First, 11. Juli 2010.

Eine weiter verallgemeinerte Darstellung des Problems der optimalen Allokation unter Nebenbedingungen, beispielsweise unter beliebiger P -Norm, findet sich bei Hohnhold¹⁰.

Aus den Präzisionsforderungen in Kapitel 3 ergibt sich, dass nicht alle Schichten in den Optimierungsprozess einbezogen werden. Für die Schichten beziehungsweise Sampling Points, für die keine Präzisionsforderungen gestellt wurden – das sind alle Schichten, die zu einem Typ 3-Sampling Point gehören, und alle, die einem Typ 2-Sampling Point außerhalb von Rheinland-Pfalz zugeordnet sind –, wurde ein fester Auswahlsatz in Höhe von 5% festgelegt. Da ein Hauptziel der Haushaltsstichprobe ist, die Einwohnerzahlen in Gemeinden über 10 000 Einwohnern möglichst genau zu ermitteln, und dies durch Typ 2- und Typ 3-Gemeinden nicht beeinflusst wird, kann durch einen relativ niedrigen Auswahlsatz von 5% dort¹¹ eine größere Masse von Anschriften in den für das Erreichen der Präzisionsziele relevanten Gemeinden verwendet werden.

Für die nicht sensiblen Sonderbereiche gilt im Übrigen ein vergleichsweise einfaches Allokationsverfahren. Hier wurde ein uniformer Auswahlsatz von 10% für alle Schichten, die auf Kreisebene beziehungsweise auf Ebene der kreisfreien Städte definiert wurden, auf die nicht sensiblen Sonderanschriften angewandt. Um eine (partielle) Varianzrechnung zu ermöglichen, wurde jedoch eine Mindestentnahme von zwei Anschriften je Schicht festgelegt.

6 Implementierung

Die Implementierung des Stichprobendesigns wurde in SAS durchgeführt, wobei bei der Anwendung des Allokationsalgorithmus auf die Programmiersprache R zurückgegriffen wurde. Dadurch wurde garantiert, dass die Zahl der gezogenen Anschriften in den Schichten bereits durch die optimierte Allokation unter Nebenbedingungen definiert wurde.

Zur Durchführung der Ziehung wurde die SAS-Prozedur PROC SURVEYSELECT mit der Option für „stratified sampling“ verwendet. Die Nichtsonderanschriften wurden mit der Methode „simple random sampling“ gezogen, während bei den nicht sensiblen Sonderanschriften die Methode „systematic sampling“ angewandt wurde. Zur Durchführung der systematischen Auswahl wurden die Anschriften in den Schichten jeweils zuerst nach Anzahl der Bewohner und dann nach Anzahl der Hauptwohnsitzpersonen sortiert. Dadurch wurde vermieden, dass – wie beispielsweise bei einer einfachen Zufallsauswahl möglich – extreme Stichproben gezogen wurden. Insbesondere wird eine Klumpung der größten Stichprobenanschriften verhindert, was in der Regel hinsichtlich der Stabilität der im weiteren Verlauf eingesetzten Schätzmethodik gewonnen werden.

¹⁰ Hohnhold, H.: „Generalized Power Allocations“, 2010 (liegt erst als Preprint vor).

¹¹ Durch einen Auswahlsatz von 5%, der zumindest über dem Auswahlsatz des Mikrozensus liegt, in den erwähnten Sampling Points soll erreicht werden, dass auch eher ländlich strukturierte Gegenden mit einer gewissen Präzision erfasst werden, obwohl hierzu keine konkreten Vorgaben gemacht wurden.

In Tabelle 4 sind im oberen Teil die auf Bundeslandsebene zusammengefassten gezogenen Anschriftenzahlen und Auswahlätze für Nichtsonderanschriften (Spalte 3 und 6) aufgeführt, gemeinsam mit der korrespondierenden Zahl der erwarteten und realisierten Personen in den Anschriften (Spalten 4 und 5). Zum Vergleich sind die entsprechenden

Werte aus der Grundgesamtheit angefügt (Spalten 1 und 2). Zusätzlich sind in dieser Tabelle auch noch erwartete und realisierte Auswahlätze für Personen enthalten (in den beiden letzten Spalten). Die Zahlen zu den Personen beziehen sich auf die Zahl der gemeldeten Personen am Haupt- oder Nebenwohnsitz in der Auswahlgrundlage.

Tabelle 4 Stichprobenumfänge und Auswahlätze nach Bundesländern

	Grundgesamtheit		Stichprobe			Auswahlatz in %		
	Anschriften	Gemeldete Personen	Anschriften	Gemeldete Personen		Anschriften	Gemeldete Personen	
				erwartet	realisiert		erwartet	realisiert
	1	2	3	4	5	6	7	8
Nichtsonderanschriften								
Schleswig-Holstein	857 132	2 960 763	76 280	286 395	285 567	8,90	9,67	9,65
Hamburg	264 780	1 750 708	6 784	62 416	62 047	2,56	3,57	3,54
Niedersachsen	2 343 781	8 177 912	242 175	805 248	804 257	10,33	9,85	9,83
Bremen	148 580	662 811	4 063	28 136	28 760	2,73	4,24	4,34
Nordrhein-Westfalen	4 084 030	18 146 467	333 514	1 487 655	1 487 714	8,17	8,20	8,20
Hessen	1 519 560	6 333 546	185 051	733 744	733 322	12,18	11,59	11,58
Rheinland-Pfalz	1 253 844	4 150 466	190 604	552 412	552 844	15,20	13,31	13,32
Baden-Württemberg	2 553 507	10 697 384	272 235	1 135 841	1 135 623	10,66	10,62	10,62
Bayern	3 102 221	12 840 749	270 153	1 165 681	1 166 233	8,71	9,08	9,08
Saarland	318 532	1 058 720	41 353	130 908	130 684	12,98	12,36	12,34
Berlin	310 273	3 451 337	7 421	124 352	122 367	2,39	3,60	3,55
Brandenburg	671 536	2 547 525	74 234	297 963	297 810	11,05	11,70	11,69
Mecklenburg-Vorpommern	391 046	1 666 991	30 105	142 248	142 510	7,70	8,53	8,55
Sachsen	902 723	4 209 897	90 390	368 976	369 788	10,01	8,76	8,78
Sachsen-Anhalt	618 954	2 325 709	75 999	242 236	242 822	12,28	10,42	10,44
Thüringen	570 327	2 245 224	48 010	195 018	194 628	8,42	8,69	8,67
Deutschland ...	19 910 826	83 226 209	1 948 371	7 759 228	7 756 976	9,79	9,32	9,32
Nicht sensible Sonderanschriften								
Schleswig-Holstein	766	32 810	77	3 284	3 056	10,05	10,01	9,31
Hamburg	256	19 192	26	1 949	2 142	10,16	10,16	11,16
Niedersachsen	2 479	92 527	255	9 514	9 253	10,29	10,28	10,00
Bremen	150	7 911	16	847	779	10,67	10,70	9,85
Nordrhein-Westfalen	3 773	198 078	385	20 252	20 072	10,20	10,22	10,13
Hessen	1 516	60 482	151	6 029	6 241	9,96	9,97	10,32
Rheinland-Pfalz	850	42 438	100	5 072	4 696	11,76	11,95	11,07
Baden-Württemberg	3 376	139 840	339	14 067	12 900	10,04	10,06	9,22
Bayern	3 088	166 032	335	18 137	17 731	10,85	10,92	10,68
Saarland	295	10 210	29	993	1 004	9,83	9,72	9,83
Berlin	496	41 260	50	4 159	3 987	10,08	10,08	9,66
Brandenburg	418	27 601	47	3 125	2 904	11,24	11,32	10,52
Mecklenburg-Vorpommern	209	11 185	41	2 110	2 258	19,62	18,86	20,19
Sachsen	850	56 656	86	5 741	6 220	10,12	10,13	10,98
Sachsen-Anhalt	554	29 805	54	2 891	3 017	9,75	9,70	10,12
Thüringen	471	26 010	58	3 186	2 801	12,31	12,25	10,77
Deutschland ...	19 547	962 037	2 049	101 355	99 061	10,48	10,54	10,30
Insgesamt								
Schleswig-Holstein	857 898	2 993 573	76 357	289 679	288 623	8,90	9,68	9,64
Hamburg	265 036	1 769 900	6 810	64 365	64 189	2,57	3,64	3,63
Niedersachsen	2 346 260	8 270 439	242 430	814 762	813 510	10,33	9,85	9,84
Bremen	148 730	670 722	4 079	28 983	29 539	2,74	4,32	4,40
Nordrhein-Westfalen	4 087 803	18 344 545	333 899	1 507 907	1 507 786	8,17	8,22	8,22
Hessen	1 521 076	6 394 028	185 202	739 773	739 563	12,18	11,57	11,57
Rheinland-Pfalz	1 254 694	4 192 904	190 704	557 484	557 540	15,20	13,30	13,30
Baden-Württemberg	2 556 883	10 837 224	272 574	1 149 908	1 148 523	10,66	10,61	10,60
Bayern	3 105 309	13 006 781	270 488	1 183 818	1 183 964	8,71	9,10	9,10
Saarland	318 827	1 068 930	41 382	131 901	131 688	12,98	12,34	12,32
Berlin	310 769	3 492 597	7 471	128 511	126 354	2,40	3,68	3,62
Brandenburg	671 954	2 575 126	74 281	301 088	300 714	11,05	11,69	11,68
Mecklenburg-Vorpommern	391 255	1 678 176	30 146	144 357	144 768	7,70	8,60	8,63
Sachsen	903 573	4 266 553	90 476	374 717	376 008	10,01	8,78	8,81
Sachsen-Anhalt	619 508	2 355 514	76 053	245 127	245 839	12,28	10,41	10,44
Thüringen	570 798	2 271 234	48 068	198 203	197 429	8,42	8,73	8,69
Deutschland ...	19 930 373	84 188 246	1 950 420	7 860 583	7 856 037	9,79	9,34	9,33

Der mittlere und der untere Teil der Tabelle 4 stellen die auf Bundeslandsebene zusammengefassten gezogenen Anschriften- und Personenzahlen und Auswahlätze für nicht sensible Sonderanschriften beziehungsweise die Gesamtheit aus Nichtsonderanschriften und nicht sensiblen Sonderanschriften dar.

7 Auswertungen

Nach dem Ziehen der Stichprobenanschriften wurden die erwarteten mit den durch die Stichprobenziehung realisierten Ergebnissen verglichen. Für Nichtsonderanschriften (oberer Teil von Tabelle 4) kann festgestellt werden, dass bei der erwarteten und realisierten Zahl der Personen in der Stichprobe in den Bundesländern fast keine Unterschiede festzustellen sind. Bezüglich der Auswahlätze liegt der größte Unterschied bei 0,1 % für Bremen. Insgesamt sind jedoch große Schwankungen in der Höhe der Auswahlätze bei den Bundesländern sowohl für die Anschriften als auch für die Personen zu beobachten. Die Auswahlätze reichen von 3,5 % in Hamburg bis zu 13,3 % in Rheinland-Pfalz für die realisierten Personen und von 2,4 % in Berlin bis zu 15,2 % in Rheinland-Pfalz für die Anschriften.

Durch das komplexe Allokationsverfahren und die vereinbarte Einbeziehung der Verbandsgemeinden mit über 10 000 Einwohnern in Rheinland-Pfalz werden diese Ergebnisse plausibel. In großen Gemeinden (zum Beispiel in den Stadtstaaten) genügt in der Regel ein relativ geringer Auswahlatz, um Ergebnisse mit den gleichen Präzisionsvorgaben wie in kleineren Gemeinden zu erreichen. Homogenere, durch die stärkere Besetzung der Anschriftengrößenklassen hervorgerufene Schichten geben hier meist den Ausschlag. Ohne die Definition von unteren Box Constraints wären für die großen Gemeinden sogar noch niedrigere Auswahlätze zu erwarten gewesen. Da in Gemeinden unter 10 000 Einwohnern ein fester Auswahlatz von 5 % definiert wurde, sind vor allen Dingen unter den Gemeinden mit knapp über 10 000 Einwohnern die höchsten Auswahlätze zu erwarten. Es ist ebenfalls ersichtlich, dass in den Stadtstaaten die Anzahl der Personen je Anschrift durchschnittlich deutlich höher als in den eher ländlich geprägten Bundesländern ist.

Bei der Analyse der nicht sensiblen Sonderanschriften (mittlerer Teil von Tabelle 4) fällt auf, dass aufgrund der deutlich

niedrigeren Anzahl der Anschriften in der Auswahlgesamtheit und einer höheren Klumpung (durchschnittlich relativ viele Personen je Anschrift) auch deutlich größere Unterschiede zwischen den erwarteten und realisierten Auswahlätzen entstehen. Die Verteilung der dortigen Auswahlätze ist linksschief. Dies ist dadurch zu erklären, dass die Nebenbedingung von mindestens zwei gezogenen Anschriften je Schicht erfüllt sein musste. Insbesondere in Mecklenburg-Vorpommern gab es jedoch relativ viele Kreise/kreisfreie Städte, die Schichten mit weniger als 20 nicht sensiblen Sonderanschriften besetzt hielten. Das Beachten der Nebenbedingung führte zwangsläufig zu einem Anstieg des bundeslandspezifischen Auswahlatzes, in Mecklenburg-Vorpommern bis auf fast 20 %.

Ein Beispiel für ein Gemeindeergebnis wird für die Stadt Wiesbaden in Tabelle 5 dargestellt. Die zweite Spalte zeigt die Einteilung der Schichten nach Anschriftengrößenklassen. Nach dem Aufteilungsprinzip mit gleich vielen Personen in einer Schicht (bis auf Rundungsfehler) sind in Schicht 1 alle Anschriften, an denen zwischen 0 und 3 Personen gemeldet sind, und einige der 4-Personen-Anschriften enthalten. Eine Überlappung von Anschriftengrößen über zwei Schichten hinweg ist durch die Art der Konstruktion im Übrigen die Regel. Insgesamt enthält diese Schicht 19 875 Anschriften. Schicht Nr. 8 enthält alle Anschriften mit 35 oder mehr Personen, das sind in Wiesbaden insgesamt nur noch 708 Anschriften. Aufgrund der in Schicht 8 bei fast allen Sampling Points registrierten höchsten Varianz ist der Auswahlatz dort auch in der Regel höher als in allen anderen Schichten (hier: 9,9 %), während bei fast allen anderen Schichten die unterste Box Constraint von 2 % als Auswahlatz angenommen wird.

Insgesamt ergibt sich für Wiesbaden demnach ein (relativ niedriger) Auswahlatz für die Anschriften von 2,2 % und für Personen von 3,0 %, das ergibt 935 Anschriften und in etwa 9 000 Personen, die zu befragen wären. In dieser Größenordnung war dieses Ergebnis aufgrund der Größe der Gemeinde (knapp über 300 000 Einwohner) und deren Einfluss auf die Standardabweichungen in den Schichten auch zu erwarten. 51 nicht sensible Sonderanschriften in der Grundgesamtheit führen zu 5 ausgewählten Sonderanschriften in der Stichprobe. Der erwartete relative Standardfehler für die Einwohnerzahl wird für Wiesbaden auf 0,13 % geschätzt und liegt demnach weit unter den Präzisionsanfor-

Tabelle 5 Ergebnisse der Stichprobenziehung für Wiesbaden

Anschriftengrößenklasse		Anschriften			Gemeldete Personen			
Nr.	von ... bis ... gemeldete Personen	Grund- gesamtheit	Stichprobe	Auswahlatz	Grund- gesamtheit	Stichprobe	Stichprobe erwartet	Auswahlatz
		Anzahl		%	Anzahl			%
1	0 bis 4	19 875	435	2,2	37 697	816	825	2,2
2	4 bis 6	8 109	162	2,0	37 699	762	753	2,0
3	6 bis 10	4 885	98	2,0	37 698	752	756	2,0
4	10 bis 14	3 131	63	2,0	37 706	765	759	2,0
5	14 bis 19	2 276	46	2,0	37 684	747	762	2,0
6	19 bis 25	1 746	35	2,0	37 693	781	756	2,1
7	25 bis 35	1 301	26	2,0	37 705	755	754	2,0
8	35 oder mehr	708	70	9,9	37 720	3 697	3 729	9,8
	Zusammen ...	42 031	935	2,2	301 602	9 075	9 093	3,0
Erwarteter relativer Standardfehler für die Einwohnerzahl: 0,13%								
	Sonderanschriften	51	5	9,8	2 645	175	259	6,6

Tabelle 6 Ergebnisse der Stichprobenziehung für die Verbandsgemeinde Monsheim

Anschriftengrößenklasse		Anschriften			Gemeldete Personen			
Nr.	von ... bis ... gemeldete Personen	Grund- gesamtheit	Stichprobe	Auswahlsatz	Grund- gesamtheit	Stichprobe	Stichprobe erwartet	Auswahlsatz
		Anzahl		%	Anzahl			%
1	0 bis 2	1 252	626	50,0	1 317	676	659	51,3
2	2	659	33	5,0	1 318	66	66	5,0
3	2 bis 3	443	31	7,0	1 317	93	92	7,1
4	3 bis 4	398	76	19,1	1 319	249	252	18,9
5	4	329	16	4,9	1 316	64	64	4,9
6	4 bis 5	302	52	17,2	1 318	222	227	16,8
7	5 bis 6	244	38	15,6	1 318	207	205	15,7
8	6 oder mehr	128	64	50,0	1 320	760	660	57,6
	Zusammen ...	3 755	936	24,9	10 543	2 337	2 225	22,2
Erwarteter relativer Standardfehler für die Einwohnerzahl: 0,16%								
Sonderanschriften		X	X	X	X	X	X	X

derungen von 0,5 % für Gemeinden über 10 000 Einwohner. Ohne das Setzen von Box Constraints hätte man vor allem den Schichten 2 bis 7 weniger Stichprobenumfang zugeteilt und die Differenz anderen Gemeinden mit problematischeren Strukturen zugewiesen.

Ein weiteres Beispiel soll die Bandbreite der Ziehungsergebnisse demonstrieren; dazu wird wieder wie für Tabelle 1 auf den Kreis Alzey-Worms zurückgegriffen, und zwar auf die Verbandsgemeinde Monsheim (siehe Tabelle 6). Hier sind deutlich die Unterschiede zwischen einem Sampling Point mit knapp über 10 000 Einwohnern und einem größeren Sampling Point wie Wiesbaden zu erkennen.

Typischerweise sind die Intervalle für die Anschriftengrößenklassen in Tabelle 6 deutlich kürzer, zum Beispiel 0 bis 2 gemeldete Personen für Schicht Nr. 1, und die Anschriftengrößen in Schicht Nr. 8 (6 oder mehr gemeldete Personen) deutlich kleiner. Deutlich unterschiedlich sind die Auswahlsätze. Während in den Schichten 1 und 8 sogar die oberen Box Constraints von 50 % angenommen werden (hervorgehoben durch die deutlich geringere Anzahl von Anschriften in diesen Schichten im Vergleich zu Wiesbaden), gibt es auch

– wie in den Schichten 2 und 5 – Fälle mit Annahme der unteren Box Constraints von 5 %. Dies ist auf die maximale homogene Struktur in diesen beiden Schichten zurückzuführen, in denen jeweils nur eine Anschriftengröße die ganze Schicht ausfüllt (2 beziehungsweise 4 Personenanschriften).

Insgesamt ergibt sich für die Verbandsgemeinde Monsheim ein Auswahlsatz von knapp 25 % für die Anschriften, was zu einem Personenauswahlsatz von 22,2 % führt. Obwohl in der Verbandsgemeinde nur 3 755 Anschriften in die Auswahlgesamtheit gelangt sind, gelangen 936 davon in die Stichprobe. In Wiesbaden, obwohl mit 42 031 Anschriften in der Grundgesamtheit ausgestattet, gelangen sogar nur 935 Anschriften in die Stichprobe (dies sind jedoch im Durchschnitt deutlich größere Anschriften, wie die im Vergleich deutlich niedrigere Zahl zu befragender Personen in der Verbandsgemeinde von 2 337 zeigt).

Auch in der Verbandsgemeinde Monsheim liegt der erwartete relative Standardfehler für die Einwohnerzahl mit 0,16 % weit von der kritischen Präzisionsanforderung von 0,5 % entfernt.

Tabelle 7 Verteilung der realisierten Auswahlsätze nach Bundesländern und Sampling Point-Typen – Nichtsonderanschriften
Prozent

	Sampling Point-Typ 1: Gemeinden über 10 000 Einwohner					Sampling Point-Typ 2: Verbandsgemeinden über 10 000 Einwohner					Sampling Point-Typ 3: Kreisreste					Sampling Point-Typ 0: Stadtteile in Gemeinden über 400 000 Einwohner				
	Max	Min	Mittel	Q1	Q3	Max	Min	Mittel	Q1	Q3	Max	Min	Mittel	Q1	Q3	Max	Min	Mittel	Q1	Q3
Schleswig-Holstein ..	33	4	20	16	23	7	5	5	5	5	5	5	5	5	5
Hamburg	6	3	4	3	4
Niedersachsen	28	3	16	12	20	5	5	5	5	5	5	5	5	5	4	3	3	3	4	
Bremen	6	6	6	6	6	4	4	4	4	4	
Nordrhein-Westfalen .	25	3	14	10	18	5	5	5	5	5	6	3	4	3	5
Hessen	32	3	19	17	23	5	5	5	5	5	6	4	5	4	6
Rheinland-Pfalz	32	5	17	11	23	25	5	18	15	20	5	5	5	5	5
Baden-Württemberg .	33	4	19	16	24	6	5	5	5	5	5	5	5	5	8	4	5	4	8	
Bayern	39	4	20	17	24	5	5	5	5	5	5	5	5	5	6	3	5	4	5	
Saarland	24	4	16	14	19	5	5	5	5	5
Berlin	5	3	4	3	4	
Brandenburg	31	5	19	15	23	5	5	5	5	5	6	5	5	5	
Mecklenburg- Vorpommern	34	4	21	12	29	5	5	5	5	5	5	5	5	5	
Sachsen	32	3	20	17	25	6	5	5	5	5	5	5	5	5	4	4	4	4	4	
Sachsen-Anhalt	38	3	19	13	24	5	5	5	5	5	5	5	5	5	
Thüringen	30	5	18	12	24	5	5	5	5	5	6	5	5	5	

Nicht sensible Sonderanschriften werden nur auf Kreisebene gezogen, sodass eine Untergliederung auf Verbandsgemeinden zufallsabhängig ist und hier nicht dokumentiert wird.

Die Verteilungen der Auswahlsätze für Sampling Points der Typen 0 bis 3 auf Bundeslandsebene sind in Tabelle 7 dargestellt. In der Tabelle ist jeweils mit Maximum, Minimum, Mittelwert, unterem Quartil (Q1) und oberem Quartil (Q3) eine Auswahl von Verteilungsparametern aufgeführt. Auf Bundeslandsebene haben Typ 1-Gemeinden im Durchschnitt Auswahlsätze zwischen 14 % und 21 %, im Maximum bis zu 39 % für eine Gemeinde über 10 000 Einwohnern in Bayern. Typ 2-Gemeindeverbände sind nach vorheriger Festlegung mit einem einheitlichen Auswahlsatz von 5 % belegt worden (Ergebnisse teilweise mit Rundungsfehler versehen) mit Ausnahme von Rheinland-Pfalz Typ 2-Verbandsgemeinden. Typ 3-Sampling Points (Kreisreste) ergeben das erwartete Ergebnis eines pauschalen Auswahlsatzes von 5 %.

Interessant sind noch einmal die Stadtteile von Großstädten. Die meisten Stadtteile erhalten nur die durch die unteren Box Constraints festgelegten Auswahlsätze, wobei der maximale Auswahlsatz aller Stadtteile von Großstädten in Höhe von 8 % für einen Stadtteil in Stuttgart errechnet wird.

Eine Verteilungsdarstellung der Abweichungen von erwarteten und realisierten Stichprobenumfängen auf Personenebene kann man der Tabelle 8 entnehmen. Aufgeführt sind auf Bundeslandsebene für die Sampling Points 0 bis 3 Verteilungsparameter für die relativen Abweichungen der realisierten von den erwarteten Personenzahlen in der Stichprobe. Die Abweichungen sind, wie man erwarten konnte, im Mittel über alle Sampling Points hinweg relativ nahe bei 0. Die größten relativen Abweichungen absolut betrachtet bei Typ 1-Gemeinden liegen bei einer Gemeinde in Nordrhein-Westfalen mit etwa 10 % und bei einer Gemeinde in Niedersachsen mit fast 15 %. Größere Abweichungen sind beim

Sampling Point-Typ 2 festzustellen, mit einem Gemeindeverband über 10 000 Einwohnern in Schleswig-Holstein, bei dem fast 39 % mehr Personen in die Stichprobe gelangt sind als erwartet. Beim Sampling Point-Typ 3 gibt es die größte Abweichung in einem Kreisrest in Thüringen mit 25,0 %, bei Typ 0-Sampling Points mit 6,3 % bei einem Stadtteil einer Großstadt in Bayern. Die Abweichungen sind aber durch die relativ große Klumpung zu erklären.

8 Weitere Stichproben

Aufgrund des vorgegebenen Auswahlverfahrens, bei dem das Anschriften- und Gebäuderegister zum 1. September 2010 zugrunde liegt, tritt bis zum Zensusstichtag am 9. Mai 2011 eine beträchtliche zeitliche Lücke auf. Wenn in der Zwischenzeit neu entstandene Wohnanschriften keine Auswahlchance erhielten, könnte dies zu Verzerrungen in den Ergebnissen führen. Darum wird zum 31. März 2011 ein neuer Auszug aus dem Anschriften- und Gebäuderegister genutzt, um eine sogenannte Neuzugangsstichprobe zu ziehen. Das Stichprobendesign hierzu ist noch in der Entwicklungsphase. Da hier deutlich weniger Anschriften zur Verfügung stehen werden, wird eine Schichtung auf Sampling Point-Ebene nicht möglich sein. Wahrscheinlich ist eine Schichtung auf Regierungsbezirksebene mit vier Anstufungsklassen, wobei die nicht sensiblen Sonderanschriften nicht von den Normalanschriften unterschieden werden, das heißt in einer Auswahlgesamtheit zusammengefasst werden.

Zur Beurteilung der Qualität ist es in der amtlichen Statistik üblich, eine Art Kontrollstichprobe zu ziehen, die hier mit dem Namen „Stichprobe zur Wiederholungsbefragung“ bezeichnet wird. Diese Stichprobe wird als Unterstichprobe der Haushaltsstichprobe angelegt und wurde unmittelbar nach der Ziehung der Haushaltsstichprobe gezogen. Ziel dieser Stichprobe ist es,

Tabelle 8 Relative Abweichungen zwischen realisierten und erwarteten Stichprobenumfängen für Personen nach Bundesländern und Sampling Point-Typen – Nichtsonderanschriften
Prozent

	Sampling Point-Typ 1: Gemeinden über 10 000 Einwohner					Sampling Point-Typ 2: Verbandsgemeinden über 10 000 Einwohner					Sampling Point-Typ 3: Kreisreste					Sampling Point-Typ 0: Stadtteile in Gemeinden über 400 000 Einwohner				
	Max	Min	Mittel	Q1	Q3	Max	Min	Mittel	Q1	Q3	Max	Min	Mittel	Q1	Q3	Max	Min	Mittel	Q1	Q3
Schleswig-Holstein ..	4,9	-6,1	-0,4	-2,0	1,3	38,6	-5,6	0,3	-1,7	1,1	2,8	-2,5	-0,2	-1,8	1,0
Hamburg	1,7	-4,8	-0,8	-1,4	1,4
Niedersachsen	4,3	-14,6	-0,1	-1,1	1,0	9,2	-4,1	0,1	-1,1	1,1	3,9	-4,5	-0,3	-1,2	0,7	2,5	1,0	1,8	1,0	2,5
Bremen	2,4	2,4	2,4	2,4	2,4	5,1	0,4	2,3	0,4	5,1
Nordrhein-Westfalen ..	10,1	-7,4	0,0	-1,2	1,2	6,6	-3,1	0,1	-1,4	1,4	5,5	-4,3	0,4	-1,3	1,6
Hessen	9,0	-5,9	0,1	-0,8	1,0	3,4	-2,0	0,3	-1,0	1,5	-2,0	-3,9	-2,8	-3,9	-2,0
Rheinland-Pfalz	6,7	-3,6	-0,0	-1,5	1,2	6,4	-7,1	0,1	-0,7	0,8	4,2	-7,3	-0,8	-1,5	-0,1
Baden-Württemberg ..	7,2	-6,9	0,0	-1,3	1,2	10,6	-7,5	0,2	-1,8	1,5	6,9	-5,0	-0,4	-1,4	0,2	-1,1	-1,3	-1,2	-1,3	-1,1
Bayern	4,9	-5,5	-0,1	-1,1	1,0	8,9	-6,4	-0,0	-1,3	1,3	2,2	-2,4	-0,2	-1,0	0,6	6,3	-4,3	1,5	-1,4	4,9
Saarland	4,4	-6,2	-0,3	-1,4	0,7	2,9	-1,6	0,4	-1,4	2,6
Berlin	1,5	-4,4	-1,6	-2,8	-0,4
Brandenburg	4,3	-4,2	-0,2	-1,1	0,7	4,5	-3,3	0,2	-1,7	1,9	10,1	-1,6	1,2	-0,3	1,7
Mecklenburg- Vorpommern	4,4	-3,1	0,3	-0,8	0,9	5,6	-5,6	-0,1	-1,7	1,8	2,5	-2,6	-0,2	-1,1	0,4
Sachsen	4,3	-5,3	-0,0	-1,1	1,2	9,4	-3,2	1,8	-1,0	4,2	1,2	-1,0	0,3	0,1	0,6	4,0	-1,3	1,3	-0,5	3,1
Sachsen-Anhalt	5,8	-6,4	0,2	-1,0	1,1	3,7	-4,0	-0,5	-1,5	0,4	1,6	-2,4	-0,2	-1,0	0,6
Thüringen	3,0	-3,8	-0,5	-1,6	0,6	5,2	-3,7	1,0	0,5	2,4	25,0	-2,1	1,5	-0,7	0,7

besonders für die ermittelte Einwohnerzahl Qualitätsprüfungen vorzunehmen.

Die Vorgaben zur Ziehung der Stichprobe zur Wiederholungsbefragung waren wiederum zweigeteilt: Für Gemeinden über 10 000 Einwohnern orientierte man sich an den Schichten für die Stichprobe zur Haushaltebefragung, wobei teilweise auf gröbere Ebenen aggregiert werden musste. Der verwendete Unterauswahlsatz betrug 5 %.

Für die Gemeinden unter 10 000 Einwohnern wurde die Hauptstichprobe nochmals in zwei Schichten unterteilt, in die Schicht der Gemeinden unter 2 000 Einwohnern und über 2 000 Einwohner. Das restliche Schichtungsschema wurde weitestgehend – bei teilweiser Aggregation bei zu geringem Stichprobenanfang in einer Schicht – beibehalten. Der Auswahlsatz war hier 0,3 % der Zahl der Personen in der Bevölkerungsfortschreibung zum 31. Dezember 2009.

9 Zusammenfassung

Der vorliegende Bericht liefert einen Überblick über den gesamten Prozess von Stichprobendesign und -ziehung für den Zensus 2011. Aufgrund der großen Bedeutung des Zensus standen im Verlauf des Prozesses immer wieder Robustheitsbestrebungen im Vordergrund. Dazu wurden bei der Implementierung des Designs und der Aufteilung der Anschriften auf die Schichten zahlreiche Nebenbedingungen formuliert. Weiterhin wurde versucht, mögliche methodische Beschränkungen hinsichtlich der anstehenden Hochrechnungsverfahren bereits im Stichprobendesign zu minimieren.

Die realisierte Stichprobe trifft in sehr guter Art und Weise die zu erwartenden Ergebnisse. Auf weitere zusätzliche Stichproben im Kontext des Zensus 2011 wurde hingewiesen und Kurzbeschreibungen abgegeben. [uu](#)

Auszug aus Wirtschaft und Statistik

Herausgeber

Statistisches Bundesamt, Wiesbaden

www.destatis.de

Schriftleitung

Roderich Egeler, Präsident des Statistischen Bundesamtes

Brigitte Reimann (verantwortlich für den Inhalt)

Telefon: + 49 (0) 6 11 / 75 20 86

Ihr Kontakt zu uns

www.destatis.de/kontakt

Statistischer Informationsservice

Telefon: + 49 (0) 6 11 / 75 24 05

Telefax: + 49 (0) 6 11 / 75 33 30

Abkürzungen

WiSta	=	Wirtschaft und Statistik
MD	=	Monatsdurchschnitt
VjD	=	Vierteljahresdurchschnitt
HjD	=	Halbjahresdurchschnitt
JD	=	Jahresdurchschnitt
D	=	Durchschnitt (bei nicht addierfähigen Größen)
Vj	=	Vierteljahr
Hj	=	Halbjahr
a. n. g.	=	anderweitig nicht genannt
o. a. S.	=	ohne ausgeprägten Schwerpunkt
St	=	Stück
Mill.	=	Million
Mrd.	=	Milliarde

Zeichenerklärung

p	=	vorläufige Zahl
r	=	berichtigte Zahl
s	=	geschätzte Zahl
–	=	nichts vorhanden
0	=	weniger als die Hälfte von 1 in der letzten besetzten Stelle, jedoch mehr als nichts
.	=	Zahlenwert unbekannt oder geheim zu halten
...	=	Angabe fällt später an
X	=	Tabellenfach gesperrt, weil Aussage nicht sinnvoll
I oder —	=	grundsätzliche Änderung innerhalb einer Reihe, die den zeitlichen Vergleich beeinträchtigt
/	=	keine Angaben, da Zahlenwert nicht sicher genug
()	=	Aussagewert eingeschränkt, da der Zahlenwert statistisch relativ unsicher ist

Abweichungen in den Summen ergeben sich durch Runden der Zahlen.