



**Steffen Klink**

ist Diplom-Volkswirt und studierte in Heidelberg und Southampton. 2007 begann er seine Tätigkeit beim Statistischen Bundesamt bei den „Umweltökonomischen Gesamtrechnungen“. Seit Ende 2008 arbeitet er in der Gruppe „Zensus“, inzwischen als Referent für die Aufgabengebiete Haushaltsstichprobe, Haushaltegenerierung und Auswertung.

**Wolf Bihler**

ist Diplom-Mathematiker und leitet das Referat „Mathematisch-statistische Verfahren für Bevölkerung, Finanzen, Steuern; Wahlen“ im Statistischen Bundesamt. Zurzeit arbeitet er unter anderem an der Stichprobenallokation im neuen System der Haushaltsstatistiken.

# DIE WIEDERHOLUNGSBEFRAGUNG BEIM ZENSUS 2011

Steffen Klink, Wolf Bihler

↳ **Schlüsselwörter:** Zensus 2011 – Wiederholungsbefragung – Qualität – Einwohnerzahl – Stichprobe

## ZUSAMMENFASSUNG

Zum Zensus 2011 wurde einige Monate nach dem Zensusstichtag (9. Mai 2011) eine Wiederholungsbefragung als Kontrollerhebung auf Stichprobenbasis durchgeführt, um die Qualität der im Zensus ermittelten Einwohnerzahlen zu überprüfen. Der Artikel beschreibt die methodischen Grundlagen der Erhebung und des zugrunde liegenden Stichprobenverfahrens. Er erläutert Hintergrundinformationen und Ziele der Wiederholungsbefragung, geht auf die Methodik der Ziehung und Hochrechnung der Wiederholungsbefragung ein und präsentiert unter anderem erste Ergebnisse zur Qualitätsbewertung der im Zensus 2011 festgestellten Einwohnerzahlen. Der Beitrag beschreibt zudem, wie die Wiederholungsbefragung beim Zensus 2011 und die daraus vorliegenden Ergebnisse zu interpretieren sind.

↳ **Keywords:** 2011 Census – follow-up survey – quality – number of inhabitants – random sample

## ABSTRACT

*Some months after the census reference date (9 May 2011), a follow-up survey was taken as a control sample survey to evaluate the quality of the numbers of inhabitants determined in the 2011 Census. This article describes the methodological principles of the survey and the underlying sampling technique. It provides background information and illustrates the aims of the follow-up survey. The methods of sampling and estimation used in the follow-up survey are discussed, and first results are presented of the quality assessment concerning the numbers of inhabitants determined in the 2011 Census. The article also explains how the follow-up survey for the 2011 Census and the results derived from it should be interpreted.*

## 1

---

### Hintergrund und Ziele der Wiederholungsbefragung

---

#### 1.1 Ermittlung der Einwohnerzahl im Zensus 2011

---

Um Sinn und Zweck der Wiederholungsbefragung zu verstehen, erfolgt zunächst ein kurzer Überblick, wie die Einwohnerzahl beim Zensus 2011 ermittelt wurde: Deutschland hat sich beim Zensus 2011 für ein registergestütztes Modell entschieden. Vorhandene Verwaltungsdaten wurden genutzt und um primärstatistische Vollerhebungen und eine Stichprobenerhebung ergänzt beziehungsweise korrigiert. Ausgangsbasis waren die Melderegisterdaten der Kommunen. Um eine korrekte Einwohnerzahl festzustellen, wurde die Auszählung aus den Melderegistern um weitere Prozessschritte ergänzt. Die Berechnung der Einwohnerzahl erfolgte abhängig von der Gemeindegröße nach zwei unterschiedlichen Verfahren:

- › Gemeinden mit mindestens 10 000 Einwohnern (sogenannte „große“ Gemeinden)

1. Vollerhebung aller an Anschriften mit Sonderbereichen wohnenden Personen

Bei der Analyse der Ergebnisse der Volkszählung 1987 wurde festgestellt, dass die damaligen Melderegister insbesondere für Gemeinschafts-, Anstalts- und Notunterkünfte sowie für Wohnheime erhebliche Über- und Untererfassungsfehler enthielten. Zudem bestehen in den Bundesländern zum Teil unterschiedliche Melderechtsvorschriften für Personen, die in derartigen Unterkünften wohnen. Damit war eine hinreichend zuverlässige Ermittlung der an Sonderbereichsanschriften wohnenden Personen mit den Meldedaten nicht möglich. Das Zensusgesetz 2011 schrieb deshalb vor, dass an allen Anschriften mit Wohnheimen und Gemeinschaftsunterkünften (sogenannte Sonderbereiche) die dort wohnenden Personen durch eine primärstatistische Befragung festgestellt werden mussten.

2. Maschinelle Bereinigung der Melderegisterbestände um unzulässige Mehrfachfälle. (Diehl, 2012)

Personen, die im Melderegisterbestand unzulässigerweise mehrere Hauptwohnsitze beziehungsweise nur einen Nebenwohnsitz besaßen, wurden in diesem Prozess einem für die Einwohnerzahl relevanten (Haupt-)Wohnsitz zugeordnet.

3. Statistische Korrektur des Melderegisterbestands um aus der Haushaltsstichprobe hochgerechnete Karteileichen (Übererfassung gegenüber dem Melderegister) und Fehlbestände (Unterfassung gegenüber dem Melderegister)

Ein Ergebnis des Zensus 2011 war, dass es in großen Gemeinden mehr Ungenauigkeiten in den Melderegistern gab als in kleinen Gemeinden. (Statistische Ämter des Bundes und der Länder, 2004) Der Prozentsatz an Karteileichen und an Fehlbeständen war tendenziell umso größer, je größer eine Gemeinde war. Das Zensusgesetz 2011 legte daher fest, dass die Ergebnisse der Haushaltebefragung in Gemeinden mit mindestens 10 000 Einwohnern zur statistischen Registerkorrektur genutzt werden.

- › Gemeinden mit weniger als 10 000 Einwohnern (sogenannte „kleine“ Gemeinden)

In kleinen Gemeinden fanden ebenfalls die Vollerhebung in Sonderbereichen und die Korrektur der Mehrfachfälle hinsichtlich des Merkmals Wohnungsstatus statt. Als weiterer Schritt wurden in kleinen Gemeinden die sogenannte Befragung zur Klärung von Unstimmigkeiten und die Bereinigung um die an diesen Anschriften primärstatistisch festgestellten Über- und Untererfassungen der Melderegister durchgeführt. Die Befragung zur Klärung von Unstimmigkeiten fand statt, wenn im Zuge der Datenaufbereitung Unplausibilitäten zwischen den Daten der Melderegister und den Angaben zu den Bewohnern in der Gebäude- und Wohnungszählung auftraten. Anders als in Gemeinden mit mindestens 10 000 Einwohnern, wo die Haushaltsstichprobe eingesetzt wurde, um Über- und Untererfassungsfehler in den Melderegistern aufzudecken und zu korrigieren, war in den Gemeinden mit weniger als 10 000 Einwohnern die Befragung zur Klärung von Unstimmigkeiten

die geeignete Methode. Simulationsrechnungen mit den Daten aus dem Zensusstich 2001 hatten gezeigt, dass die Befragung zur Klärung von Unstimmigkeiten bei Anschriften mit einer bewohnten Wohnung (in der Regel Einfamilienhäuser), die in Gemeinden unter 10 000 Einwohnern den überwiegenden Teil der Anschriften ausmachten, effektiv eingesetzt werden kann. Eine Haushaltsstichprobe hätte dagegen in kleinen Gemeinden nur mit einem sehr hohen Auswahlssatz bis hin zu einer Totalerhebung durchgeführt werden können und wäre damit belastungsintensiv und wenig effizient gewesen.

## 1.2 Rechtsgrundlagen und Ziele

---

Sowohl die europäische als auch die nationale Gesetzgebung zum Zensus 2011 sahen eine nachträgliche Kontrolluntersuchung zur Überprüfung der im Zensus 2011 ermittelten Einwohnerzahl vor. Das Ergebnis dieser Nachprüfung fließt nicht in das Zensusergebnis selbst ein.

Im nationalen Zensusgesetz 2011 regelte § 17 die Wiederholungsbefragung. Dabei verlangte § 17 Absatz 2 Zensusgesetz 2011, die Qualität der Stichprobenergebnisse nach § 7 Absatz 1 Nummer 1 Zensusgesetz 2011 im Hinblick auf die festgestellten Einwohnerzahlen in Gemeinden mit mehr als 10 000 Einwohnern zu prüfen, also explizit nur den letzten Schritt bei der Ermittlung der Einwohnerzahl in großen Gemeinden. § 17 Absatz 3 Zensusgesetz 2011 forderte dagegen die Überprüfung der Qualität der ermittelten Einwohnerzahlen in kleinen Gemeinden, enthielt also einen allgemeiner formulierten Anspruch. Jedoch konnte angesichts der ohnehin sehr spät durchgeführten Befragung zur Klärung von Unstimmigkeiten diese nicht noch im Nachhinein durch eine Wiederholungsbefragung überprüft werden (zu großer zeitlicher Abstand zum Stichtag), und auf eine Überprüfung der Sonderbereichsanschriften, die auch sensible Einrichtungen hätte umfassen müssen, wurde verzichtet. Tatsächlich kontrolliert die Wiederholungsbefragung in kleinen Gemeinden somit die Melderegisterqualität einschließlich der Mehrfachfallprüfung. § 17 Absatz 4 Zensusgesetz 2011 legte die zu erhebenden Merkmale fest.

Die europäische Gesetzgebung sieht eine sogenannte Erfassungsbewertung (coverage assessment) vor.<sup>1</sup> Für die Europäische Union (EU) wurde die Über- und Unterfassung der Zensuspopulation quantifiziert, indem über die Wiederholungsbefragung nach § 17 Zensusgesetz 2011 festgestellte Fehlbestände und Kartelleichen hochgerechnet wurden. Die Wiederholungsbefragung fungierte für die EU-Ergebnisse als völlig unabhängiges Kontrollinstrument der Einwohnerzahlermittlung im Zensus. Diese Regelung zielt darauf ab, mit der Wiederholungsbefragung die Über- und Unterfassung der nachgewiesenen Zensuspopulation (veröffentlichte Einwohnerzahl) im Vergleich zur (aus der Wiederholungsbefragung) geschätzten Zielpopulation (als bestmögliche Approximation der unbekannteten Zielpopulation – der „tatsächlichen“ Einwohnerzahl) zu quantifizieren.

## 1.3 Durchführung

---

Die Durchführung der Wiederholungsbefragung für die Erhebungen nach § 17 Absatz 2 (große Gemeinden) und § 17 Absatz 3 (kleine Gemeinden) Zensusgesetz 2011 lag in der Verantwortlichkeit der Statistischen Ämter der Länder.<sup>2</sup> Für die Erhebung wurde ein verkürzter Fragebogen verwendet, der nur personenbezogene Merkmale, demografische Merkmale und Merkmale zum Wohnungsstatus enthielt.

In großen Gemeinden wurde die Erhebung nach § 17 Absatz 2 Zensusgesetz 2011 entweder direkt von den Statistischen Landesämtern durchgeführt oder an die bereits vorhandenen kommunalen Erhebungsstellen weiter delegiert, die bereits für die Durchführung der Haushaltebefragung nach § 7 Zensusgesetz 2011 verantwortlich waren. Die Erhebung der Daten für die Wiederholungsbefragung begann nach Abschluss der Haupterhebung an den jeweiligen ausgewählten Anschriften. Nach § 7 Absatz 6 Zensusgesetz 2011 hatten die Erhebungsbeauftragten ab dem Zensusstichtag (9. Mai 2011) zwölf Wochen Zeit, um die Befragung an den jeweiligen

---

1 Artikel 3 Absatz 2 der Verordnung (EU) Nr. 1151/2010 der Kommission vom 8. Dezember 2010 zur Durchführung der Verordnung (EG) Nr. 763/2008 des Europäischen Parlaments und des Rates über Volks- und Wohnungszählungen in Bezug auf die Modalitäten und die Struktur der Qualitätsberichte sowie das technische Format der Datenübermittlung (Amtsblatt der EU Nr. L 324, Seite 1).

2 Als Beispiel hierzu sei auf die Durchführung der Wiederholungsbefragung in Bayern verwiesen. (Schreiber/Dworzak, 2012)

Anschriften abzuschließen. Dieser Zeitraum wurde auch in allen Bundesländern benötigt. Somit begann die Wiederholungsbefragung in großen Gemeinden in allen Bundesländern frühestens im August 2011.

Für die kleinen Gemeinden wurde hingegen keine weitere primärstatistische (Wiederholungs-)Befragung durchgeführt, sondern es konnten Angaben der Haushaltsstichprobe an den für die Wiederholungsbefragung ausgewählten Anschriften genutzt werden (Sekundärerhebung). Dies war möglich, da die Haushaltebefragung sowohl in großen als auch in kleinen Gemeinden aus verfahrenstechnischen und Kostengründen identisch durchgeführt wurde. Das heißt es wurden auch in kleinen Gemeinden an den ausgewählten Anschriften Existenzen von Personen festgestellt, ohne dass diese Ergebnisse jedoch in die Ermittlung der Einwohnerzahlen in kleinen Gemeinden eingeflossen wären. In kleinen Gemeinden wurde die Haushaltsstichprobe gemäß § 7 Absatz 1 Nr. 2 Zensusgesetz 2011 durchgeführt, um zusätzliche Merkmale zu erfragen, die nicht in Verwaltungsregistern zu finden waren (zum Beispiel zur Bildung).

## 2

### Stichprobenmethodische Grundlagen

#### 2.1 Auswahlplan

Die in Abschnitt 1.2 genannten unterschiedlichen Ziele der Wiederholungsbefragung für große Gemeinden ab 10 000 Einwohnern und kleine Gemeinden mit weniger als 10 000 Einwohnern führten zu getrennten, ganz unterschiedlichen Stichprobendesigns für große und kleine Gemeinden. Lediglich Auswahlgrundlage und Auswahlinheit war in beiden Designs gleich. Auswahlgrundlage war die Haushaltsstichprobe des Zensus. Die Wiederholungsbefragung war eine Unterstichprobe der Haushaltsstichprobe, insgesamt gesehen handelt es sich also um eine zweistufige Auswahl. Wie in der Haushaltsstichprobe ist die Auswahlinheit die Anschrift, es wurden also Anschriften als Ganzes ausgewählt und alle auf dem Flurstück der Anschrift wohnenden Personen erhoben. Im Folgenden werden die beiden Stichprobendesigns für große und kleine Gemeinden vorgestellt. Diese beziehen sich auf die sogenannte Hauptziehung

der Haushaltsstichprobe, die 99 % der Stichprobenanschriften umfasste.<sup>13</sup> Die Unterstichprobe wurde unmittelbar nach der Hauptziehung gezogen.

#### a Auswahlplan für große Gemeinden

Für die großen Gemeinden war im Zensusgesetz 2011 ein Unterauswahlsatz von mindestens 5 % und höchstens 10 % vorgesehen. Die zuständigen Gremien hatten entschieden, aus Gründen der Belastung der Befragten als Auswahlsatz nur die Untergrenze von 5 % zu realisieren. Da bei den großen Gemeinden die Qualität der Haushaltsstichprobe überprüft werden sollte, orientierte sich die Schichtung an der Schichtung der Haushaltsstichprobe, wobei sinnvoll vergrößert wurde. Bei den großen Gemeinden wurde die Haushaltsstichprobe in regionaler Hinsicht bei den Gemeinden unter 400 000 Einwohnern nach den einzelnen Gemeinden geschichtet, bei den Großstädten ab 400 000 Einwohnern nach Stadtteilen. In fachlicher Hinsicht erfolgte eine Schichtung nach acht Anschriftengrößenklassen.<sup>14</sup> Die Vergrößerung der Schichtung erfolgte, indem in der Haushaltsstichprobe schwach besetzte Anschriftengrößenklassen mit weniger als 200 Anschriften mit einer benachbarten Größenklasse zusammengefasst wurden; gegebenenfalls wurde der Vorgang wiederholt. Über Gemeinden beziehungsweise Stadtteile hinweg wurde jedoch nicht zusammengefasst, da die Gemeinden/ Stadtteile in der Haushaltsstichprobe mit einem ausreichend großen Stichprobenumfang vertreten waren. Auf diese Weise wurden aus den 18 920 Schichten der Haushaltsstichprobe 3 617 Schichten gebildet. Aus den Sonderanschriften der Haushaltsstichprobe wurde keine Stichprobe gezogen. In jeder Schicht wurde eine einfache Zufallsauswahl mit einem Auswahlsatz von 5 % angesetzt. Das Ergebnis der Stichprobenziehung gegliedert nach Bundesländern ist in Tabelle 1 dargestellt. In der Haushaltsstichprobe gibt es in den Schichten unterschiedliche Auswahlsätze, wie man am Vergleich der ersten mit der fünften Spalte sehen kann. Durch den einheitlichen Unterauswahlsatz von 5 % „vererbte“ sich diese Disproportionalität auf die Wiederholungsbefragung. Die auf die Grundgesamtheit bezogenen Auswahlsätze – diese bildeten auf der Ebene der Anschriften die

3 Aus den ergänzenden Ziehungen aus den Neuzugängen wurden noch insgesamt 277 Anschriften für die Wiederholungsbefragung ausgewählt. (Berg/Bihler, 2014a, Seite 152)

4 Die Schichtung der Haushaltsstichprobe ist im Detail dargestellt in Berg/Bihler, 2011.

Tabelle 1

## Stichprobenumfänge und Auswahlsätze der großen Gemeinden zum Zeitpunkt der Stichprobenziehung

	Haushaltsstichprobe	Unterstichprobe			Anschriften in der Grundgesamtheit	Anteil der Anschriften in der Wiederholungsbefragung an der Grundgesamtheit
	Anschriften	gemeldete Personen	Unterauswahlsatz			
	Anzahl			%	Anzahl	%
Deutschland	1 493 989	74 781	322 087	5,01	12 879 755	0,58
Schleswig-Holstein	53 544	2 681	11 533	5,01	402 478	0,67
Hamburg	6 784	341	2 854	5,03	264 780	0,13
Niedersachsen	206 327	10 331	34 747	5,01	1 627 092	0,63
Bremen	4 063	203	1 377	5,00	148 580	0,14
Nordrhein-Westfalen	326 791	16 356	72 809	5,01	3 949 537	0,41
Hessen	161 433	8 086	34 321	5,01	1 047 269	0,77
Rheinland-Pfalz	44 832	2 238	9 630	4,99	396 823	0,56
Baden-Württemberg	222 284	11 128	48 148	5,01	1 555 356	0,72
Bayern	182 417	9 124	44 208	5,00	1 347 971	0,68
Saarland	39 680	1 989	6 290	5,01	285 093	0,70
Berlin	7 623	382	6 737	5,01	310 273	0,12
Brandenburg	59 832	3 000	12 893	5,01	383 535	0,78
Mecklenburg-Vorpommern	16 423	822	4 486	5,01	117 583	0,70
Sachsen	67 617	3 383	14 813	5,00	447 299	0,76
Sachsen-Anhalt	64 088	3 203	10 502	5,00	380 831	0,84
Thüringen	30 251	1 514	6 739	5,00	215 255	0,70

Basis der in Abschnitt 2.2 dargestellten Hochrechnung – stehen als Durchschnittswerte der Länder und des Bundes in der letzten Spalte der Tabelle. [↪ Tabelle 1](#)

## b Auswahlplan für kleine Gemeinden

Für die kleinen Gemeinden ist in §17 Absatz 3 Zensusgesetz 2011 ein Auswahlsatz auf Personenebene von höchstens 0,3% der Einwohner vorgesehen. Bezug genommen wird hier auf die Einwohnerzahl zum 31. Dezember 2009. Da die Wiederholungsbefragung für die Befragten in kleinen Gemeinden als Sekundärerhebung keine zusätzliche Belastung bedeutet, wurde die Obergrenze ausgeschöpft. Durch die Auswahl von Anschriften war diese Obergrenze als Erwartungswert zu sehen und in einen Stichprobenumfang an Anschriften umzurechnen. Auch bei den kleinen Gemeinden wurde aus den Sonderanschriften keine Stichprobe gezogen.

## Schichtung

Da bei den kleinen Gemeinden nicht die Qualität der Stichprobe geprüft werden sollte, war es nicht notwendig, sich an der Schichtung der Haushaltsstichprobe zu orientieren. Sinnvoller war es, die Schichtung an der gewünschten Gliederung der Ergebnisse, nämlich nach

zwei Gemeindegrößenklassen und Bundesländern, auszurichten. Es erfolgte daher eine Schichtung nach den Anschriften der Haushaltsstichprobe in Gemeinden unter 2000 Einwohnern und in Gemeinden von 2000 bis unter 10000 Einwohnern. In regionaler Hinsicht sollte die Schichtung mindestens nach Bundesländern erfolgen. Zur Steigerung der Präzision der Ergebnisse war es sinnvoll, nach der Größe der Anschriften zu schichten. Hier wurden der Einfachheit halber die schon für die Haushaltsstichprobe gebildeten acht Anschriftengrößenklassen verwendet. Dies führte zu insgesamt  $2 \cdot 16 \cdot 8 = 256$  Schichten. Falls eine Gemeindegrößenklasse in einem Land ausreichend groß war, wurde in regionaler Hinsicht noch tiefer nach Regierungsbezirken oder Kreisen geschichtet<sup>5</sup>. Insgesamt wurden 448 Schichten gebildet.

5 Es wurde darauf geachtet, dass ein erwarteter Stichprobenumfang von 0,3% der Bevölkerung der betreffenden Region und der Gemeindegrößenklasse mindestens zehn Anschriften in der Stichprobe je Schicht zur Folge hat, wenn innerhalb der Region der Stichprobenumfang auf die acht Anschriftengrößenklassen gleich verteilt wird.



## Aufteilung des Stichprobenumfangs auf die Schichten

Der Stichprobenumfang wurde bevölkerungsproportional auf die beiden Gemeindegrößenklassen und die Regionen aufgeteilt, sodass je Gemeindegrößenklasse und je Region die erwartete Zahl an gemeldeten Personen in der Wiederholungsbefragung 0,3% der Bevölkerung entsprach. Mithilfe der durchschnittlichen Zahl der gemeldeten Personen je Anschrift in der Grundgesamtheit wurden diese Werte in einen Anschriftenstichprobenumfang umgerechnet, der gleichmäßig auf die acht Anschriftengrößenklassen aufgeteilt wurde. Diese Zahl an Anschriften wurde – nach ganzzahliger Rundung – aus den in der Haushaltsstichprobe in der betreffenden Schicht vorhandenen Anschriften durch eine einfache Zufallsauswahl gezogen. Tabelle 2 enthält die Stichprobenumfänge und Auswahlätze für Bund und Länder. Die Abweichungen vom angestrebten Anteil von 0,3% in der vierten Spalte resultieren aus Rundungen.

↘ **Tabelle 2**

## 2.2 Hochrechnung

Wenn Hilfsinformationen zur Grundgesamtheit vorliegen, kann die Hochrechnung gegenüber einer freien Hochrechnung (Hochrechnung mit den Kehrwerten der Wahrscheinlichkeit der Anschrift, in die Stichprobe zu gelangen) durch eine Regressionsschätzung verbessert werden. Mit den Melderegisterdaten standen geeignete Hilfsinformationen zur Verfügung. Im Fall der großen Gemeinden kann man auch die Ergebnisse aus der wesentlich größeren Haushaltsstichprobe als Hilfsinformation nutzen. Es ist zweckmäßig, direkt von der Unterstichprobe auf die Grundgesamtheit hochzurechnen, indem Totalwerte der Grundgesamtheit (beziehungsweise bei den großen Gemeinden aus der Haushaltsstichprobe geschätzte Totalwerte) in der Regressionsschätzung verwendet werden. Die Zweistufigkeit der Auswahl muss dabei aber natürlich bei der Bildung der Designgewichte, die Eingang finden in die Regressionsschätzung, berücksichtigt werden. Das Designgewicht einer Anschrift ist der Kehrwert der Wahrscheinlichkeit der Anschrift, in die Stichprobe zu gelangen und ist der Kehrwert des Produkts der Ziehungswahrscheinlichkeiten auf beiden Stufen.

Da die Wiederholungsbefragung in großen und kleinen Gemeinden unterschiedliche Ziele verfolgte und auf

**Tabelle 2**

**Stichprobenumfänge und Auswahlätze der kleinen Gemeinden zum Zeitpunkt der Stichprobenziehung**

	Gemeldete Personen in der Grundgesamtheit	Wiederholungsbefragung			Anschriften in der Haushaltsstichprobe	Unterauswahlatz
		Anschriften	gemeldete Personen	Anteil der gemeldeten Personen an der Grundgesamtheit		
	Anzahl			%	Anzahl	%
Deutschland	22 475 751	13 127	64 955	0,29	454 584	2,89
Schleswig-Holstein	1 306 152	835	4 148	0,32	22 736	3,67
Niedersachsen	2 137 631	1 411	6 113	0,29	35 848	3,94
Nordrhein-Westfalen	441 577	273	1 244	0,28	6 723	4,06
Hessen	1 489 956	892	4 314	0,29	23 618	3,78
Rheinland-Pfalz	2 459 447	1 631	7 146	0,29	145 772	1,12
Baden-Württemberg	3 490 084	1 816	10 154	0,29	49 951	3,64
Bayern	5 965 238	3 530	16 989	0,28	87 736	4,02
Saarland	98 975	70	281	0,28	1 673	4,18
Brandenburg	873 707	505	2 464	0,28	14 402	3,51
Mecklenburg-Vorpommern	892 846	458	2 610	0,29	13 682	3,35
Sachsen	1 538 544	673	4 381	0,28	22 773	2,96
Sachsen-Anhalt	661 526	398	1 892	0,29	11 911	3,34
Thüringen	1 120 068	635	3 219	0,29	17 759	3,58

Ohne die Stadtstaaten Hamburg, Bremen und Berlin.

andere Informationen zurückgegriffen werden konnte, erfolgte auch die Hochrechnung getrennt nach großen und kleinen Gemeinden:

### Große Gemeinden

In den großen Gemeinden sollte der Befund aus der Existenzfeststellung der Haushaltsstichprobe (paarige Person/Fehlbestand/Karteileiche)<sup>6</sup> überprüft werden. Hierfür wurde aus der Haushaltsstichprobe eine Unterstichprobe gezogen. Für die Hochrechnung stand also als Bezugsmerkmal dieser Befund aus der Haushaltsstichprobe zur Verfügung. Da zwischen der Haushaltsstichprobe und der Wiederholungsbefragung eine hohe Korrelation zu erwarten war und die Ergebnisse zudem in der Regel nach paarige Person/Fehlbestand/Karteileiche gegliedert wurden, war eine Regressionsschätzung mit diesen Merkmalen sinnvoll.

### Kleine Gemeinden

Bei den kleinen Gemeinden sollte die Stichprobe nicht die Qualität der Haushaltsstichprobe überprüfen, sondern die Qualität der Melderegister einschließlich der Mehrfachfallprüfung. Bezugsmerkmale aus der Haushaltsstichprobe waren hier nicht sinnvoll. Es standen jedoch die gemeldeten Personen der Grundgesamtheit zur Verfügung.

Weder für die großen noch für die kleinen Gemeinden fand in den Sonderbereichen eine Wiederholungsbefragung statt. Aus der Grundgesamtheit mussten also die Sonderanschriften ausgeschlossen werden. Haupt- und Nebenwohnsitze wurden separat hochgerechnet, wobei die Bezugsmerkmale für den jeweiligen Wohnungsstatus<sup>7</sup> gebildet wurden.

Analog zur Hochrechnung der Haushaltsstichprobe erfolgte die Hochrechnung der Wiederholungsbefragung nach einem sogenannten GREG-Schätzer (verallgemeinerter Regressionsschätzer) (Berg/Bihler, 2014b). Die Regressionsschätzung wurde nicht je Schicht durchge-

führt, sondern je Nachweisungsgruppe („Domain“; es handelt sich um eine sogenannte kombinierte Regressionsschätzung). Die Domains sind angelehnt an die gewünschte regionale Gliederung der Ergebnisse:

- › Große Gemeinden: Kreuzkombination von Bundesland und drei Gemeindegrößenklassen (10 000 bis unter 30 000 Einwohner/30 000 bis unter 100 000 Einwohner/100 000 und mehr Einwohner); insgesamt 42 Domains
- › Kleine Gemeinden: Kreuzkombination von Bundesland und zwei Gemeindegrößenklassen (unter 2 000 Einwohner/2 000 bis unter 10 000 Einwohner); insgesamt 24 Domains

Das zugrunde liegende Regressionsmodell erfolgte auf der Ebene der Anschriften. Für eine bestimmte Zielvariable  $y$  und einen bestimmten Domain  $d$  ergab sich folgendes aus der Stichprobe hochgerechnete Ergebnis:

$$(1) \hat{t}_{y,d,GREG} = \sum_{i \in S_d} w_i y_i + \sum_{j=1}^J \hat{\beta}_j \left( \sum_{i \in U_d} x_{ji} - \sum_{i \in S_d} w_i x_{ji} \right)$$

mit

$y_i$ : Zahl der Personen der Zielvariable  $y$  (die jeweils interessierende Merkmalsausprägung<sup>8</sup>) an der Anschrift  $i$ ,

$w_i$ : modifiziertes Designgewicht der Anschrift  $i$ ,

$x_{ji}$ : Zahl der Personen der  $j$ -ten Bezugsvariablen  $x_j$  an der Anschrift  $i$ ; da mehrere Bezugsvariablen ( $j=1, \dots, J$ ) existieren, wird im Folgenden die Vektorschreibweise  $\mathbf{x}_i = (x_{1i}, \dots, x_{ji})'$  verwendet,

$U_d$ : Menge der Anschriften der Zielgesamtheit<sup>9</sup>, eingeschränkt auf den Domain  $d$ ,

$S_d$ : Menge der Stichprobenanschriften<sup>10</sup> der Wiederholungsbefragung, eingeschränkt auf den Domain  $d$ ,

$\hat{\beta}_j$ :  $j$ -te Komponente des Vektors der geschätzten Regressionskoeffizienten  $\hat{\beta}$ :

6 Paarige Person: Person ist gemeldet und in der Haushaltsstichprobe als existent festgestellt; Fehlbestand: Person ist nicht gemeldet, aber existent; Karteileiche: Person ist gemeldet und nicht existent.

7 Der Wohnungsstatus hatte ursprünglich die drei Ausprägungen alleiniger Wohnsitz, Hauptwohnsitz und Nebenwohnsitz. Hier und im Folgenden schließt der Hauptwohnsitz immer den alleinigen Wohnsitz mit ein.

8 Beispielsweise die Zahl der in der Wiederholungsbefragung existenten Personen oder die Zahl der Personen, die laut Haushaltsstichprobe Karteileiche und laut Wiederholungsbefragung paarig waren.

9 Alle Wohnanschriften zum Zensusstichtag in großen beziehungsweise in kleinen Gemeinden ohne Sonderanschriften.

10 In großen beziehungsweise in kleinen Gemeinden, ohne Antwortausfälle.

$$(2) \hat{\beta} = \left( \sum_{i \in s} w_i \mathbf{x}_i \mathbf{x}_i' \right)^{-1} \sum_{i \in s} w_i \mathbf{x}_i y_i$$

Die Regressionskoeffizienten wurden getrennt für jeden Domain („nicht gruppiert“) geschätzt, das heißt die Summenbildung in Formel (2) erstreckte sich über die Stichprobenanschriften des Domains  $d$ , also  $s = s_d$ . Für jeden Domain wurde ein  $\hat{\beta}$ -Vektor (auf einen zusätzlichen Index für den Domain wurde hier verzichtet) gebildet.

### ↳ Anmerkung:

Es handelt sich um eine mit  $w_i$  gewichtete Regression. Die ursprünglichen Designgewichte wurden wegen Zusammenfassungen von Anschriften und Antwortausfällen modifiziert. Das methodische Vorgehen ist im Detail in Berg/Bihler (2014b), Abschnitt 2.1, beschrieben. Da bei den großen Gemeinden die Wiederholungsbefragung mit der Haushaltsstichprobe verglichen wird, müssen für die Auswertung Angaben aus beiden Erhebungen vorliegen. Die Antwortausfälle der Haushaltsstichprobe zählen daher auch für die Wiederholungsbefragung als Antwortausfall. Die Nonresponse-Rate beträgt 2,1 %.

Ein (nicht gruppierter) Regressionsschätzer kann in der Form mit Hochrechnungsfaktor dargestellt werden, was – insbesondere, wenn viele gleichartige Schätzungen erfolgen sollen – rechentechnische Vorteile hat:

$$(3) \hat{t}_{y,d,GREG} = \sum_{i \in s_d} w_i g_i y_i = \sum_{i \in s_d} h_i y_i,$$

wobei

$$(4) g_i = 1 + \left( \sum_{i \in U_d} \mathbf{x}_i - \sum_{i \in s_d} w_i \mathbf{x}_i \right)' \left( \sum_{i \in s} w_i \mathbf{x}_i \mathbf{x}_i' \right)^{-1} \mathbf{x}_i,$$

wobei auch in Formel (4) analog zu Formel (2)  $s = s_d$  gesetzt wird (das heißt keine Gruppierung erfolgt).

Der Hochrechnungsfaktor  $h_i$  setzt sich aus dem Produkt von  $w_i$  und  $g_i$  zusammen und wurde an das Einzelmateriale angefügt, sodass auf einfache Weise Auswertungstabellen erstellt werden können.

Bei den kleinen Gemeinden erfolgte die Hochrechnung getrennt nach Haupt- und Nebenwohnsitzen. Jede Zielvariable kann in zwei Teilmengen nach dem Wohnungsstatus zerlegt werden, die getrennt hochgerechnet wurden: Die Personen am Hauptwohnsitz wurden mit dem Bezugsmerkmal „gemeldete Hauptwohnsitz-Personen“ hochgerechnet, die Personen am Nebenwohnsitz mit dem Bezugsmerkmal „gemeldete Nebenwohnsitz-Personen“.

Hinzu kam jeweils als zweites Bezugsmerkmal die Konstante Eins für den Achsenabschnitt, da die Regressionsgerade nicht durch den Nullpunkt verlaufen muss. Die Formel (4) wurde also für Haupt- und Nebenwohnsitze getrennt berechnet.

Bei den großen Gemeinden kann analog eine Zielvariable in sechs Teilmengen zerlegt werden nach dem Wohnungsstatus und dem Resultat in der Haushaltsstichprobe, die getrennt hochgerechnet wurden:

- › Hauptwohnsitz-Karteileichen
- › Hauptwohnsitz-Fehlbestände
- › Paarige Hauptwohnsitz-Personen
- › Nebenwohnsitz-Karteileichen
- › Nebenwohnsitz-Fehlbestände
- › Paarige Nebenwohnsitz-Personen

Es erfolgten somit sechs getrennte Einfach-Regressionen gemäß Formel (4). Bei den Nebenwohnsitzen kam es in drei Fällen vor, dass ein Domain in der Stichprobe leer war. Dann wurde er mit einer benachbarten Gemeindegrößenklasse des betreffenden Bundeslandes zusammengelegt.

## 3

### Ausgewählte Ergebnisse aus der Wiederholungsbefragung für Deutschland

Bevor erste Ergebnisse der Wiederholungsbefragung für Deutschland präsentiert werden, soll zunächst auf ein wichtiges Merkmal bei der Ermittlung von Einwohnerzahlen im Zensus 2011 – den Wohnungsstatus – eingegangen werden.

#### 3.1 Das Merkmal Wohnungsstatus

Die Angabe „Wohnungsstatus (alleinige Wohnung, Haupt- oder Nebenwohnung)“ wurde im Zensus 2011 für die Zuordnung von Personen mit mehreren Wohnsitzen zu einem Wohnsitz mit Hauptwohnung benötigt. Für die Berechnung der Einwohnerzahlen wurden alle



Personen mit einem alleinigen Wohnsitz oder mit einem Hauptwohnsitz gezählt.

Wie oben bereits beschrieben, werden bei einem registrierten Zensusmodell mehrere Quellen für die Ergebnisdarstellung verwendet. So ist es möglich, dass in unterschiedlichen Datenquellen Informationen zu demselben Personenmerkmal vorliegen. Genauso verhält es sich auch mit der Angabe zum Wohnungsstatus. Dieses Merkmal wurde sowohl aus den Melderegistern als auch aus den primärstatistischen Erhebungen (Haushaltebefragung, Befragung an Sonderbereichen, Befragung zur Klärung von Unstimmigkeiten) erhoben. In diesen Fällen legten die Statistischen Ämter des Bundes und Länder – beim Merkmal Wohnungsstatus sogar der Gesetzgeber – sogenannte Vorfahrtsregeln fest, aus welcher Datenquelle die erforderliche Angabe für die Auswertung der Ergebnisse für Personen, die in beiden Datenquellen vorhanden waren („paarige“ Personen), zu verwenden sei. Bei der Angabe zum Wohnungsstatus wurde im Zensus 2011 generell dem Melderegister der Vorrang gegeben.<sup>11</sup> Im Zensus 2011 ging man davon aus, dass die Angaben in den Einwohnermeldeämtern gut gepflegt sind und sich besser eignen als eine direkte Befragung zum Wohnungsstatus bei den Auskunftspflichtigen, da es sich um kein einfach zu erfragendes Merkmal handelt.

Bei der Auswertung der Wiederholungsbefragung wurde je nach Zielsetzung eine andere Vorfahrtsregel für das Merkmal „Wohnungsstatus“ angewandt. Für die Europäische Union wurde die Über- und Untererfassung der Zensuspopulation quantifiziert, indem über die Wiederholungsbefragung festgestellte Übererfassungen (Karteileichen) und Untererfassungen (Fehlbestände) sowohl in großen als auch in kleinen Gemeinden hochgerechnet wurden. Dabei wurde die Wohnungsstatusangabe aus der Wiederholungsbefragung zugrunde gelegt. Als Fehlbestand zählten also alle in der Wiederholungsbefragung als existent festgestellten Hauptwohnsitz-Personen, die nicht auch mit Hauptwohnsitz im Melderegister vorhanden waren; umgekehrt zählte als Karteileiche jede Hauptwohnsitz-Person aus dem

11 Eine Ausnahme bilden hier die Anschriften mit Gemeinschaftsunterkünften (Sonderbereiche). Hier wurden hinsichtlich des Merkmals Wohnungsstatus die Angaben aus der Primärerhebung verwendet. Begründung: da in den einzelnen Bundesländern das Melderecht für Sonderanschriften unterschiedlich geregelt ist, hat man sich hier darauf geeinigt, eine bundesweit einheitliche Angabe aus der Primärerhebung zu verwenden.

Melderegister, die nicht in der Wiederholungsbefragung ebenfalls mit Hauptwohnsitz als existent festgestellt wurde. Nur mit dieser „Vorfahrtsregel für die Wiederholungsbefragung“ bezüglich des Wohnungsstatus erfüllte die Wiederholungsbefragung die Anforderung als völlig unabhängiges Kontrollinstrument bei der Ermittlung der Einwohnerzahl im Zensus („zu zählen laut Wiederholungsbefragung“ gegenüber „zu zählen laut Zensus“). Die im Zensus zur Anwendung gekommene Melderegister-Vorfahrt bezüglich des Wohnungsstatus wurde durch dieses Vorgehen quasi mitkontrolliert.

Die nationalen Regelungen in § 17 Zensusgesetz 2011 weichen hier teilweise ab: Zwar forderte § 17 Absatz 3 Zensusgesetz 2011 bezüglich der „kleinen“ Gemeinden, dass die Wiederholungsbefragung „zur Prüfung der Qualität der Ergebnisse, die der Feststellung der amtlichen Einwohnerzahl ... zugrunde liegen“ diene. Diese recht allgemeine Formulierung rechtfertigte ein analoges Vorgehen wie bei den oben beschriebenen EU-Ergebnissen, nämlich eine Auswertung der Wiederholungsbefragung unter Zugrundelegung der Wohnungsstatusangabe der Wiederholungsbefragung (das heißt in den Gemeinden mit weniger als 10 000 Einwohnern wurde die „Melderegister-Vorfahrtsregel“ des Zensus durch die Wiederholungsbefragung „mitkontrolliert“). Für die „großen“ Gemeinden forderte § 17 Absatz 2 Zensusgesetz 2011 dagegen explizit, dass die „Qualität der Stichprobenergebnisse im Hinblick auf die amtliche Einwohnerzahl“ zu überprüfen sei, das heißt hier durfte die „Melderegister-Vorfahrtsregel“ nicht mitüberprüft werden, sondern lediglich die Stichprobe nach § 7 Zensusgesetz 2011. In der Konsequenz erfolgte die Auswertung der Wiederholungsbefragung für die Gemeinden mit 10 000 und mehr Einwohnern unter Zugrundelegung derselben „Vorfahrtsregeln“ zum Wohnungsstatus, wie sie auch im Zensus 2011 zur Anwendung gekommen waren, das heißt bei zum Register paarigen Personen aus der Wiederholungsbefragung wird die Wohnungsstatusangabe gemäß Melderegister (und nicht gemäß Befund der Wiederholungsbefragung) zugrunde gelegt.

Wie die nachfolgenden Ergebnisse zeigen werden, führt eine unterschiedliche Anwendung der Vorfahrtsregeln zum Wohnungsstatus teilweise zu deutlichen Unterschieden bei den Ergebnissen der Wiederholungsbefragung.

## 3.2 Ergebnisse

### 1 Nach EU-Methodik

Nach der EU-Verordnung Nr. 1151/2010 ist ein Qualitätsbericht zu erstellen, der sich aus einem Textteil (Anhang I der Verordnung) und einem quantitativen Teil (Anhänge II und III der Verordnung) zusammensetzt. Tabelle 3 zeigt die im quantitativen Teil darzustellenden Über- und Untererfassungen für Deutschland aus der in Abschnitt 1.2 beschriebenen unabhängigen „Erfassungsbewertung“, also die Über- und Untererfassung des Zensus gegenüber der (im Sinne der EU-Verordnung als „korrekt“ postulierten) Wiederholungsbefragung.

↪ **Tabelle 3**

**Tabelle 3**

Über- und Untererfassungen des Zensus nach EU-Methodik Hauptwohnsitzpersonen Wiederholungsbefragung, hochgerechnet

	Übererfassungen	Untererfassungen
Deutschland	2 956 600	2 863 000

Die hochgerechneten Ergebnisse werden auf volle hundert Personen gerundet ausgewiesen. Die in den Ergebnistabellen dargestellten Summenwerte werden stets auf Basis der nicht gerundeten Ausgangswerte ermittelt, weshalb diese von der Summe der ausgewiesenen Einzelwerte abweichen können.

Die aus dem Zensus 2011 veröffentlichte Einwohnerzahl betrug zum Stichtag 9. Mai 2011 etwa 80,2 Millionen Einwohner. Tabelle 3 weist einen positiven Saldo von knapp 100 000 Personen zugunsten der Übererfassungen aus. Somit würde sich die Einwohnerzahl unter Zugrundelegung der Ergebnisse der Wiederholungsbefragung bezüglich des Merkmals Wohnungsstatus auf etwa 80,1 Millionen Einwohner verringern.

### 2 Nach § 17 Absatz 3 Zensusgesetz 2011

#### – kleine Gemeinden –

Die Resultate der Wiederholungsbefragung für die „kleinen“ Gemeinden dienten der Qualitätsbewertung der Ergebnisse, die der Feststellung der amtlichen Einwohnerzahlen zugrunde lagen. Für die Qualitätsbewertung des so bereinigten Melderegisters wurde in der Erhebung nach § 17 Absatz 3 Zensusgesetz 2011 dem Wohnungsstatus gemäß Wiederholungsbefragung eine Vorfahrt eingeräumt. Zum Vergleich wird alternativ auch das Bundesergebnis mit Wohnungsstatus-Vorfahrt Melderegister abgebildet. ↪ **Tabelle 4**

Die Auswertung im Hinblick auf unterschiedliche Vorfahrtsregeln beim Merkmal Wohnungsstatus zeigt einen

**Tabelle 4**

Einwohnerzahl in kleinen Gemeinden

	Vorfahrt Wiederholungsbefragung beim Wohnungsstatus	Vorfahrt Melderegister beim Wohnungsstatus
Hochgerechnete Einwohnerzahl <sup>1</sup> laut Wiederholungsbefragung	19 925 400	19 856 600
Einwohnerzahl <sup>1</sup> laut Zensusmodell	19 974 000	
Hochgerechnete relative Differenz der Einwohnerzahl <sup>2</sup> in %	0,24	0,59

Die hochgerechneten Ergebnisse werden auf volle hundert Personen gerundet ausgewiesen. Die in den Ergebnistabellen dargestellten Summenwerte werden stets auf Basis der nicht gerundeten Ausgangswerte ermittelt, weshalb diese von der Summe der ausgewiesenen Einzelwerte abweichen können.

- 1 Einwohnerzahl ohne Ergebnisse der Befragung zur Klärung von Unstimmigkeiten und der Sonderbereichserhebung.
- 2 Entspricht der absoluten Differenz der Einwohnerzahl zwischen Zensusmodell und Wiederholungsbefragung/Summe der hochgerechneten Einwohnerzahl laut Zensusmodell.

relativ deutlichen Unterschied in Bezug auf das Ergebnis der Wiederholungsbefragung: In beiden Fällen liegt dieses unter dem Zensusergebnis, wobei die fiktive Korrektur nach unten bei Registervorfahrt des Wohnungsstatus fast 2,5mal so stark ausfallen würde wie bei Zugrundelegung des Befragungsbefunds.

### 3 Nach § 17 Absatz 2 Zensusgesetz 2011

#### – große Gemeinden –

Die nachfolgend dargestellten Ergebnisse der Wiederholungsbefragung ergänzen den oben geschilderten gesetzlichen Auftrag (siehe a) um zusätzliche Auswertungen zur Qualität speziell der Wohnungsstatusangaben (siehe b) sowie um erste Ergebnisse in demografischer Differenzierung (siehe c).

- Ergebnisse zur Beurteilung der Qualität der Stichprobenergebnisse im Hinblick auf die amtliche Einwohnerzahl

Die Ergebnisse werden hier in Form einer sogenannten Übergangsmatrix dargestellt. Dabei werden die Befunde aus der Existenzfeststellung (Karteileiche, Fehlbestand, paarige Personen und nicht existente Personen) an den jeweiligen Stichproben- und Wiederholungsbefragungs-Anschriften getrennt nach Hauptwohnsitz beziehungsweise alleiniger Wohnsitz und Nebenwohnsitz gegenübergestellt.

Markiert sind die Übererfassung der Haushaltsstichprobe gegenüber der Wiederholungsbefragung, die Untererfassung der Haushaltsstichprobe gegenüber der Wiederholungsbefragung und die sowohl in Haushaltsstichprobe und Wiederholungsbefragung einwohner-

**Tabelle 5**  
Einwohnerzahlrelevante Ergebnisse für Deutschland

	Haushaltsstichprobe				
	Karteileiche (Hauptwohnsitz)	paarig (Hauptwohnsitz)	Fehlbestand (Hauptwohnsitz)	Fehlbestand (Nebenwohnsitz)	nicht existent
Personen Wiederholungsbefragung hochgerechnet <sup>1</sup>					
Wiederholungsbefragung					
Karteileiche (Hauptwohnsitz)	1 225 900	1 681 000	X	X	X
paarig (Hauptwohnsitz)	908 800	54 559 300	X	X	X
Fehlbestand (Hauptwohnsitz)	X	X	610 600	57 200	1 001 800
Fehlbestand (Nebenwohnsitz)	X	X	28 300		
nicht existent	X	X	613 200		X
relativ, in %					
Wiederholungsbefragung					
Karteileiche (Hauptwohnsitz)	2,1	2,9	X	X	X
paarig (Hauptwohnsitz)	1,6	94,9	X	X	X
Fehlbestand (Hauptwohnsitz)	X	X	1,1	0,1	1,7
Fehlbestand (Nebenwohnsitz)	X	X	0,05		
nicht existent	X	X	1,1		X

X = Kombination nicht möglich

Übererfassung der Haushaltsstichprobe gegenüber der Wiederholungsbefragung: 2 322 623 (4,0%)

Untererfassung der Haushaltsstichprobe gegenüber der Wiederholungsbefragung: 1 967 758 (3,4%)

sowohl in Haushaltsstichprobe als auch Wiederholungsbefragung einwohnerzahlrelevant: 55 169 861 (96,0%)

<sup>1</sup> Die hochgerechneten Ergebnisse werden auf volle hundert Personen gerundet ausgewiesen. Die in den Ergebnistabellen dargestellten Summenwerte werden stets auf Basis der nicht gerundeten Ausgangswerte ermittelt, weshalb diese von der Summe der ausgewiesenen Einzelwerte abweichen können.

zahlrelevanten Personen. Die Bezugsgröße der relativen Werte sind alle in der Haushaltsstichprobe existenten Personen. [↘ Tabelle 5](#)

Die Zahlen zeigen, dass die veröffentlichte Einwohnerzahl in großen Gemeinden im Vergleich zum Ergebnis der Wiederholungsbefragung (mit Vorfahrt Melderegister beim Wohnungsstatus) um 0,6% beziehungsweise etwa 350 000 Einwohner höher liegt.

Die Übererfassung in kleinen und großen Gemeinden zusammen ist mit insgesamt etwa 400 000 Personen aufgrund der anders gewählten Vorfahrtsregel beim Wohnungsstatus in den großen Gemeinden deutlich höher als der an die EU gemeldete Saldo von rund 100 000 Personen. Oder anders ausgedrückt: Korrigiert man mit der Wiederholungsbefragung in den großen Gemeinden gegenüber der Haushaltsstichprobe auch den Wohnungssta-

tus, ergibt dies bundesweit rund 300 000 Einwohner mehr als ohne diese Wohnungsstatus-Korrektur.

b Ergebnisse zur Einschätzung der Qualität der primärstatistischen Angabe zum Wohnungsstatus

Die Wohnungsstatusangaben zwischen den beiden primärstatistischen Befragungen Wiederholungsbefragung und Haushaltsstichprobe werden verglichen. [↘ Tabelle 6](#) Anschließend wird für alle Personen, die sowohl in der Haushaltsstichprobe als auch in der Wiederholungsbefragung paarig waren und einen in

**Tabelle 6**  
Vergleich der Wohnungsstatusangaben zwischen Haushaltsstichprobe und Wiederholungsbefragung in Deutschland

	Haushaltsstichprobe			
	paarig (Hauptwohnsitz)	paarig (Nebenwohnsitz)	Fehlbestand (Hauptwohnsitz)	Fehlbestand (Nebenwohnsitz)
relativ, in %				
Wiederholungsbefragung				
paarig (Hauptwohnsitz)	97,3	0,4	X	X
paarig (Nebenwohnsitz)	0,3	0,6	X	X
Fehlbestand (Hauptwohnsitz)	X	X	1,1	0,1
Fehlbestand (Nebenwohnsitz)	X	X	0,1	0,1

Übereinstimmung zwischen Haushaltsstichprobe und Wiederholungsbefragung: 99,1%

Abweichung zwischen Haushaltsstichprobe und Wiederholungsbefragung: 0,9%

**Tabelle 7**

Vergleich der Wohnungsstatusangaben zwischen Register und Haushaltsstichprobe/Wiederholungsbefragung in Deutschland

	Haushaltsstichprobe/ Wiederholungsbefragung	
	paarig (Hauptwohnsitz)	paarig (Nebenwohnsitz)
	relativ, in %	
Melderegister		
paarig (Hauptwohnsitz)	99,0	0,1
paarig (Nebenwohnsitz)	0,4	0,5

- Übereinstimmung zwischen Melderegister und Haushaltsstichprobe/Wiederholungsbefragung: 99,5 %
- Abweichung zwischen Melderegister und Haushaltsstichprobe/Wiederholungsbefragung: 0,5 %

der Haushaltsstichprobe und Wiederholungsbefragung übereinstimmenden Befragungsbefund bezüglich des Wohnungsstatus hatten, die Wohnungsstatusangabe zum Melderegister verglichen. ➤ [Tabelle 7](#)

Sowohl Tabelle 6 als auch Tabelle 7 zeigen eine hohe Übereinstimmung der Angabe zum Wohnungsstatus. Dabei muss man berücksichtigen, dass sehr viele Auskunftspflichtige nur einen einzigen Wohnsitz haben. Allerdings sieht man auch, dass die Übereinstimmung in Tabelle 6 geringer ist als in Tabelle 7. Dies kann ein Indiz dafür sein, dass das Befragungsergebnis zum Wohnungsstatus aus primärstatistischen Erhebungen unsicherer beziehungsweise fehleranfälliger ist als bei Übernahme der Wohnungsstatusangabe aus dem Melderegister.

### c Demografische Analyse der Über- und Untererfassungen

Tabelle 8 zeigt die festgestellten Über- und Untererfassungen der Haushaltsstichprobe gegenüber der Wiederholungsbefragung untergliedert nach demografischen Merkmalen. Interessanterweise sind genau bei denjenigen Bevölkerungsgruppen hohe Über- beziehungsweise Untererfassungen zu verzeichnen, für die auch schon beim Zensus 2011 erhöhte Melderegisterfehlerraten (Karteileichen und Fehlbestände) festzustellen waren. Besonders auffallend sind hier Personen im Alter zwischen 18 und 34 Jahren – die sogenannte mobile Generation – und die ausländische Bevölkerung. ➤ [Tabelle 8](#)

**Tabelle 8**

Über-/Untererfassungen nach demografischen Merkmalen für Deutschland

	Haushaltsstichprobe gegenüber Wiederholungsbefragung			
	Übererfassung		Untererfassung	
	Anzahl	%	Anzahl	%
Insgesamt	2 322 600	4,0	1 967 800	3,4
männlich	1 202 800	4,3	1 048 500	3,8
weiblich	1 119 900	3,8	919 300	3,1
ledig	1 393 200	5,9	1 144 500	4,9
sonstige	929 400	2,7	823 300	2,4
deutsch	1 942 800	3,7	1 588 800	3,0
ausländisch	379 900	7,4	379 000	7,4
unter 18 Jahre	390 700	4,2	308 100	3,3
18 bis 34 Jahre	976 000	8,3	783 200	6,7
35 bis 64 Jahre	728 500	3,0	667 300	2,7
65 Jahre und älter	227 400	1,9	209 300	1,8


Die hochgerechneten Ergebnisse werden auf volle hundert Personen gerundet ausgewiesen. Die in den Ergebnistabellen dargestellten Summenwerte werden stets auf Basis der nicht gerundeten Ausgangswerte ermittelt, weshalb diese von der Summe der ausgewiesenen Einzelwerte abweichen können.

## 4

### Fazit

Bei stichprobenbasierten Wiederholungsbefragungen, die im Nachgang zu Vollerhebungen durchgeführt werden (zum Beispiel bei der Volkszählung 1987), unterstellt man in der Regel einen auch anteilig deutlich geringeren Messfehler als beim Massengeschäft einer Vollerhebung. Daher werden die Ergebnisse der „Kontrollstichprobe“ trotz des zusätzlich auftretenden Zufallsfehlers in der Regel als die „richtigeren“ postuliert. Die EU unterstellt im Grunde eine vergleichbare Interpretation wenn sie fordert, dass mit der Wiederholungsbefragung die Über- und Untererfassung der nachgewiesenen Zensuspopulation (veröffentlichte Einwohnerzahl) im Vergleich zur (aus der Wiederholungsbefragung) geschätzten Zielpopulation (als bestmögliche Approximation der unbekanntenen Zielpopulation – der „tatsächlichen“ Einwohnerzahl) zu quantifizieren ist. Unter der Annahme, die Wiederholungsbefragung liefere die bessere Schätzung der Einwohnerzahlen als das Zensusmodell, hätte Deutschland rund 100 000 Einwohner weniger als beim Zensus 2011 festgestellt.

Tatsächlich lässt sich beim Zensus 2011 aber die Interpretation, die Wiederholungsbefragung wäre „besser“

als das Zensusergebnis, nicht halten. Der Zensus 2011 war in Deutschland keine Vollerhebung, sodass das Argument des drastisch reduzierten Messfehlers keine Gültigkeit mehr haben kann. Die primärstatistischen Maßnahmen zur Registerkorrektur beim Zensus 2011, von denen bis auf die Erhebung an Sonderanschriften alle keinen Vollerhebungscharakter aufweisen, sind nicht von vornherein mit einem höheren Messfehler behaftet als die Wiederholungsbefragung selbst. Insofern lässt sich die aus der Wiederholungsbefragung berechnete Abweichung zum Zensusergebnis (beziehungsweise im Fall des §17 Absatz 2 Zensusgesetz 2011 zum Ergebnis der Haushaltsstichprobe) nicht als tatsächlicher Messfehler beim Zensus, sondern lediglich als betragsmäßige Größenordnung für einen potenziellen Messfehler interpretieren. Dabei muss sogar offen bleiben, zu welchen Teilen die Abweichung Fehlern bei der Wiederholungsbefragung oder Fehlern beim Zensus geschuldet ist, was wiederum bedeutet, dass tatsächlich nur der Betrag, nicht aber auch das Vorzeichen (+/-) der Abweichung sinnvoll interpretiert werden kann. Dies ist ein weiterer wichtiger Grund, weshalb eine Korrektur der Zensusergebnisse durch die Wiederholungsbefragung – selbst wenn sie möglich wäre – fachlich nicht zu rechtfertigen wäre. 



### LITERATURVERZEICHNIS

---

Berg, Andreas/Bihler, Wolf. *Das Stichprobendesign der Haushaltsstichprobe des Zensus 2011*. In: *Wirtschaft und Statistik*, 4/2011, Seite 317 ff.

Berg, Andreas/Bihler, Wolf. *Der Auswahlplan für die Ziehung der Neuzugänge der Haushaltsstichprobe des Zensus 2011*. In: *Wirtschaft und Statistik*, 3/2014, Seite 151 ff.

Berg, Andreas/Bihler, Wolf. *Das Hochrechnungsverfahren zur Ermittlung der Einwohnerzahl im Zensus 2011*. In: *Wirtschaft und Statistik*, 4/2014, Seite 229 ff.

Diehl, Eva-Maria. *Methoden der Mehrfachfallprüfung im Zensus 2011*. In: *Wirtschaft und Statistik*, 6/2012, Seite 473 ff.

Schreiber, Regina/ Dworzak, Katharina. *Zensus 2011: Durchführung der Wiederholungsbefragung*. In: *Bayern in Zahlen*, 7/2012, Seite 501 ff.

Statistische Ämter des Bundes und der Länder. *Ergebnisse des Zensustests*. In: *Wirtschaft und Statistik*, 8/2004, Seite 813 ff.

---

**Herausgeber**  
Statistisches Bundesamt, Wiesbaden  
[www.destatis.de](http://www.destatis.de)

---

**Schriftleitung**  
Dieter Sarreither, Vizepräsident des Statistischen Bundesamtes  
Redaktionsleitung: Kerstin Hänsel  
Redaktion: Ellen Römer

---

**Ihr Kontakt zu uns**  
[www.destatis.de/kontakt](http://www.destatis.de/kontakt)

---

**Erscheinungsfolge**  
zweimonatlich, erschienen im April 2015  
Das Archiv aller Ausgaben ab Januar 2001 finden Sie unter [www.destatis.de/publikationen](http://www.destatis.de/publikationen)

---

**Print**  
Einzelpreis: EUR 18,- (zzgl. Versand)  
Jahresbezugspreis: EUR 108,- (zzgl. Versand)  
Bestellnummer: 1010200-15002-1  
ISSN 0043-6143  
ISBN 978-3-8246-1031-0

---

**Download (PDF)**  
Artikelnummer: 1010200-15002-4, ISSN 1619-2907

---

**Vertriebspartner**  
IBRo Versandservice GmbH  
Bereich Statistisches Bundesamt  
Kastanienweg 1  
D-18184 Roggentin  
Telefon: +49 (0) 382 04 / 6 65 43  
Telefax: +49 (0) 382 04 / 6 69 19  
[destatis@ibro.de](mailto:destatis@ibro.de)

Papier: Metapaper Smooth, FSC-zertifiziert, klimaneutral, zu 61% aus regenerativen Energien

© Statistisches Bundesamt, Wiesbaden 2015  
Vervielfältigung und Verbreitung, auch auszugsweise, mit Quellenangabe gestattet.