

Schätzung des Stichprobenfehlers in Mikrozensus Scientific Use Files ab 2005

Schimpl-Neimanns, Bernhard

Preprint / Preprint

Zeitschriftenartikel / journal article

Zur Verfügung gestellt in Kooperation mit / provided in cooperation with:

GESIS - Leibniz-Institut für Sozialwissenschaften

Empfohlene Zitierung / Suggested Citation:

Schimpl-Neimanns, B. (2011). Schätzung des Stichprobenfehlers in Mikrozensus Scientific Use Files ab 2005. *AStA Wirtschafts- und sozialstatistisches Archiv : eine Zeitschrift der Deutschen Statistischen Gesellschaft*, 5(1), 19-38.
<https://doi.org/10.1007/s11943-011-0092-4>

Nutzungsbedingungen:

Dieser Text wird unter einer Deposit-Lizenz (Keine Weiterverbreitung - keine Bearbeitung) zur Verfügung gestellt. Gewährt wird ein nicht exklusives, nicht übertragbares, persönliches und beschränktes Recht auf Nutzung dieses Dokuments. Dieses Dokument ist ausschließlich für den persönlichen, nicht-kommerziellen Gebrauch bestimmt. Auf sämtlichen Kopien dieses Dokuments müssen alle Urheberrechtshinweise und sonstigen Hinweise auf gesetzlichen Schutz beibehalten werden. Sie dürfen dieses Dokument nicht in irgendeiner Weise abändern, noch dürfen Sie dieses Dokument für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, aufführen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Mit der Verwendung dieses Dokuments erkennen Sie die Nutzungsbedingungen an.

gesis
Leibniz-Institut
für Sozialwissenschaften

Terms of use:

This document is made available under Deposit Licence (No Redistribution - no modifications). We grant a non-exclusive, non-transferable, individual and limited right to using this document. This document is solely intended for your personal, non-commercial use. All of the copies of this documents must retain all copyright information and other information regarding legal protection. You are not allowed to alter this document in any way, to copy it for public or commercial purposes, to exhibit the document in public, to perform, distribute or otherwise use the document in public.

By using this particular document, you accept the above-stated conditions of use.

Mitglied der

Leibniz-Gemeinschaft

Schätzung des Stichprobenfehlers in Mikrozensus Scientific Use Files ab 2005

Bernhard Schimpl-Neimanns

Zusammenfassung Mit der Umstellung des Mikrozensus ab 2005 auf eine kontinuierliche Erhebung mit gleitender Berichtswoche sind auch die bei der Hochrechnung der Stichprobenergebnisse angewendeten Verfahren modifiziert worden. Nach der Darstellung des Stichprobendesigns des Mikrozensus und der Modifikationen wird beschrieben, wie mit den Scientific Use Files des Mikrozensus ab 2005 der Stichprobenfehler mit freier Hochrechnung (Designgewichtung) und gebundener Hochrechnung (Anpassungsgewichtung, Kalibrierung) für Gesamt- und Anteilswerte geschätzt werden kann.

Schlüsselwörter Mikrozensus - Scientific Use File - Varianzschätzung - Schichtung - Klumpung - Kalibrierung - Verallgemeinerte Regressionsschätzung

JEL Klassifikationen C82 - C83

Estimation of the Sampling Error in the Scientific Use File of the German Microcensus since 2005

Abstract Starting in 2005 the German Microcensus was organized as a continuous survey with a moving reference week. In 2005 the procedures used to estimate statistical population parameters have also been modified. After the presentation of the sampling design and the recent modifications the paper shows how sampling errors for totals and ratios using the Microcensus Scientific Use Files from 2005 can be estimated using design weights as well as calibration weights.

Keywords German Microcensus - Scientific Use File - Variance estimation - Stratification - Clustering - Calibration - Generalised regression estimation

Preprint

AStA Wirtschafts- und Sozialstatistisches Archiv, March 2011, Volume 5, Issue 1, pp. 19-38, DOI: 10.1007/s11943-011-0092-4. First published online in 2011.

The final publication is available at www.springerlink.com

1 Einleitung

Ab dem Erhebungsjahr 2005 wurden im Mikrozensus eine Reihe von Neuerungen eingeführt. In inhaltlicher Hinsicht haben sich mit dem Mikrozensusgesetz 2005 insbesondere die Analysemöglichkeiten durch neue Fragen zur Migration erheblich erweitert. Methodisch ist die Umstellung auf eine kontinuierliche Erhebung mit gleitender Berichtswoche hervorzuheben. Damit sind Quartalsauswertungen und die Berechnung von Jahresdurchschnittsergebnissen möglich geworden. In diesem Zusammenhang sind auch die bei der Hochrechnung der Stichprobenergebnisse angewendeten Verfahren modifiziert worden. Sowohl bei der Kompensation von Ausfällen als auch bei der Anpassung an Populationsdaten werden nicht mehr die frühere Hochrechnung mit "Soll durch Ist" Faktoren und disjunkten Anpassungsklassen, sondern Regressionsschätzungen verwendet. Des Weiteren liegen ab 2005 für alle Personen eines Haushalts einheitliche Hochrechnungsfaktoren für Quartals- und Jahresdurchschnittsauswertungen vor.

Für die Mikrozensen bis zur Erhebung 2004 zeigen Anwendungsbeispiele, wie Varianzschätzungen auf Basis der Scientific Use Files (SUF) sowohl mit sogenannter freier Hochrechnung (Designgewichtung) als auch mit gebundener Hochrechnung (Poststratifikation) durchgeführt werden können (Rendtel und Schimpl-Neimanns 2001). Für designgewichtete Schätzungen mit den Daten ab 2005 können diese Verfahren weiter verwendet werden, wenn die Berichtsquartale als zusätzliches Schichtungsmerkmal berücksichtigt werden. Bei Quartalsauswertungen bzw. Auswertungen der Substichprobe ist lediglich die Ziehungswahrscheinlichkeit (0,25 % bzw. 0,1 %) zu beachten. Für die gebundene Hochrechnung der Daten ab 2005 sind jedoch Änderungen notwendig.

Dieser Beitrag konzentriert sich deshalb darauf zu zeigen, wie die Anpassung an nicht disjunkte Anpassungsschichten und die für Personen und Haushalte einheitlichen Hochrechnungsfaktoren bei der gebundenen Hochrechnung mittels Regressionsschätzung in den Scientific Use Files des Mikrozensus ab 2005 berücksichtigt werden können.

Im Folgenden werden zunächst das Erhebungsdesign des Mikrozensus (Abschn. 2) und die Ziehung der Substichprobe des Scientific Use Files (Abschn. 3) zusammenfassend beschrieben. Das vierte Kapitel zeigt die Schätzung von Gesamtwerten (Totals) mit Designgewichtung anhand eines einfachen Beispiels. Anschließend wird skizziert, wie Varianzschätzungen bei gebundener Hochrechnung mittels Regressionsschätzung bzw. Kalibrierung beim Mikrozensus ab 2005 (Abschn. 5) durchgeführt werden können. Es folgen Varianzschätzungen für Verhältniswerte mit Designgewichtung (Abschn. 6) und mittels Regressionsschätzung (Abschn. 7). Der Beitrag schließt mit ei-

ner Zusammenfassung und Überlegungen, wie künftig das Analysepotenzial des Mikrozensus durch die Bereitstellung zusätzlicher Designmerkmale besser ausgeschöpft werden kann.

2 Stichprobenplan und Hochrechnungsverfahren

Standardverfahren der Statistikprogramme gehen bei der Schätzung der Varianz von der Annahme einer uneingeschränkten Zufallsauswahl mit Zurücklegen aus. Das Scientific Use File (SUF) entspricht aber einer systematischen Zufallsauswahl des Mikrozensus und ist wie die Originaldaten als mehrfach geschichtete Klumpenstichprobe (Flächenstichprobe) gekennzeichnet. Wird das Stichprobendesign nicht berücksichtigt, werden i. d. R. die Standardfehler unterschätzt und Hypothesentests sind fälschlicherweise eher "statistisch signifikant". Die folgende Darstellung des Stichprobenplans des Mikrozensus beschränkt sich auf die Grundzüge (für Details siehe Afentakis und Bihler 2005; Heidenreich 1994; Krug et al. 2001; Meyer 1994; Rendtel und Schimpl-Neimanns 2001; Statistisches Bundesamt 2010).

2.1 Stichprobenplan

Der gegenwärtige Stichprobenplan des Mikrozensus ab 1990 beruht für das frühere Bundesgebiet auf Ergebnissen der Volkszählung 1987 und für die neuen Bundesländer auf Angaben aus dem Bevölkerungsregister Statistik 1991. Die Auswahl- bzw. Primäreinheiten (PSU: Primary Sampling Unit) – sogenannte Auswahlbezirke – bestehen aus benachbarten Wohnungen, die in einer Gebäudegruppe oder innerhalb eines größeren Gebäudes liegen. Es werden alle Sekundäreinheiten (Wohnungen, Haushalte und Personen) eines Auswahlbezirks erfasst, sodass der Auswahlatz von 1 % sowohl für die Primär- als auch für die Sekundäreinheiten gilt. Ausgenommen hiervon sind die Ergänzungs- und Zusatzprogramme (v. a. Merkmale der EU-Arbeitskräfteerhebung), die bis 2004 als Substichproben mit variablen Auswahlätzen von 0,4 %, 0,6 %, 0,8 % oder 1 % auf Regierungsbezirksebene durchgeführt wurden. In den anonymisierten Daten ist nur der im Bundesgebiet durchschnittliche Auswahlatz von 0,45 % bekannt. Die Stichprobe des Mikrozensus 2009 umfasst rund 53.000 Auswahlbezirke mit durchschnittlich rund 15 Personen pro Auswahlbezirk (Statistisches Bundesamt 2010: S. 85).

Klumpung: Grundlage für die Bildung der Primäreinheiten der Auswahlgesamtheit sind Ergebnisse der Volkszählung 1987 und des Bevölkerungsregisters Statistik 1991. Mit der Einteilung bzw. Schichtung von Gebäuden nach der Zahl der Wohnungen in Größenklassen wird eine Homogenisierung in siedlungsstruktureller Hinsicht erreicht. Zum Beispiel werden in der Grundausswahl Gebäude mit 1-4 Wohnungen zu Auswahlbezirken mit einer Richtgröße von 12 Wohnungen zusammengefasst (siehe Tab. 1), wobei sich die Zusammenfassung an der Reihenfolge der Hausnummern in der Straße orientiert. Für die Grundausswahl können Gebäude mit Gemeinschaftsunterkünften (z. B. Senioren- oder Pflegeheime) nur näherungsweise abgegrenzt werden ("vermutete Gemeinschaftsunterkünfte").

Um die seit der Grundausswahl entstandenen Gebäude in den Mikrozensus-Stichproben zu aktualisieren, werden diese jährlich nach Meldungen zur Bautätigkeitsstatistik in Gebäudegrößenklassen eingeteilt, die auch für die Bildung von Auswahlbezirken genutzt werden. Die Abgrenzungen unterscheiden sich von denen der Grundausswahl. Außerdem können Gemeinschaftsunterkünfte bzw. Anstalten aus den Meldungen direkt zugeordnet werden (siehe Tab. 1).

Tab. 1: Gebäudeschichten im Mikrozensus ab 1990

Bildung der Auswahlbezirke entsprechend den Richtgrößen	Grundausswahl Gebäude mit ... <i>[Richtgröße]</i>	Neubauauswahl ^a Gebäude mit ... <i>[Richtgröße]</i>
Zusammenfassung mehrerer Gebäude	1-4 Wohnungen <i>[12 Wohnungen]</i>	1-4 Wohnungen <i>[6 Wohnungen]</i>
Einzelgebäude	5-10 Wohnungen	5-8 Wohnungen
Gebäudeteile	≥ 11 Wohnungen <i>[6 Wohnungen]</i>	≥ 9 Wohnungen <i>[6 Wohnungen]</i>
Einzelgebäude oder Gebäudeteile	vermuteten Gemeinschaftsunterkünften <i>[15 Personen]</i>	Gemeinschaftsunterkünften <i>[15 Personen]</i>

^aBei der Neubauauswahl wird die Einteilung nach Gebäudegrößenklassen nur für die Bildung der Auswahlbezirke genutzt. Die Auswahlbezirke aller Gebäudeklassen der Neubauauswahl sind annähernd gleich groß und werden pro regionaler Schicht in einer "Neubauschicht" zusammengefasst.

Tendenziell vergrößert die Klumpenauswahl den Stichprobenfehler im Vergleich zu einer uneingeschränkten Zufallsauswahl. Der Stichprobenfehler ist i. d. R. um so größer, je homogener die Klumpen hinsichtlich der interessierenden Merkmale, je größer die Klumpen und je unterschiedlicher die Klumpengrößen sind.

Schichtung: Im Unterschied zur Klumpung führt die Schichtung der Auswahlgesamtheit im Allgemeinen zu einer Verringerung des Stichprobenfehlers. Da dieser Schichtungseffekt von einer möglichst homogenen Zusammensetzung der Schichten hinsichtlich des interessierenden Merkmals bzw. von einer hohen Korrelation des interessierenden Merkmals mit dem Schichtungsmerkmal abhängt, sind in Anbetracht der Vielzahl von Merkmalen im Mikrozensus dem Ziel, durch Schichtung eine Verringerung des Stichprobenfehlers zu erreichen, Grenzen gesetzt.

Neben den Gebäudeschichten (fachliche Schichtung) gibt es regionale Schichten. Großstädte über 200.000 Einwohner und sonstige Regionen über 250.00 Einwohner bilden eigene regionale Schichten und ermöglichen somit auch Regionalauswertungen des Mikrozensus. Für Zwecke der gebundenen Hochrechnung (s. u.) wurden die regionalen Schichten zu Anpassungsschichten zusammengefasst; das sind regionale Einheiten mit durchschnittlich 500.000 Einwohnern. Darüber hinaus werden die Primäreinheiten der Auswahlgesamtheit vor der Stichprobenziehung nach regionalen Schichtuntergruppen (Regionaleinheiten mit mindestens 100.000 Einwohnern) angeordnet. Mit der Einführung der unterjährigen Erhebung ab dem Mikrozensus 2005 werden die regionalen und fachlichen Schichten zusätzlich nach Berichtsquartalen differenziert, wobei für die Quartalsstichproben (der realisierten Interviews) Unabhängigkeit angenommen wird.

Partielle Rotation: Der Mikrozensus soll sowohl sozioökonomische Strukturdaten im Querschnitt als auch möglichst präzise Daten über Strukturveränderungen bereitstellen. Diese Anforderungen werden im Stichprobenplan mittels partieller Rotation von Erhebungseinheiten berücksichtigt (Krug et al. 2001: S. 161f.). Die Auswahlbezirke und die darin wohnenden Haushalte und Personen verbleiben vier Jahre lang in der Befragung und bilden ein sogenanntes Rotationsviertel. Jährlich wird ein Viertel der Auswahlbezirke ausgetauscht. Der Mikrozensus ist somit eine Wiederholungsbefragung mit teilweiser Überlappung der Erhebungseinheiten. Die Zusammensetzung der Mikrozensusstichprobe eines Erhebungsjahres aus verschiedenen Rotationsgruppen wird bei der Auswahl durch Aufteilung der 1 %-Stichproben in vier Teile berücksichtigt.

Die Rotation ermöglicht grundsätzlich Panelanalysen von Merkmalsveränderungen auf Individual- oder Haushaltsebene über eine Vierjahresperiode. Hierfür können zwei Panels als Scientific Use Files genutzt werden (1996-1999 und 2001-2004). Gegenwärtig ist jedoch in den anonymisierten Querschnittsdaten (Grundfiles) die Zugehörigkeit zu den Rotationsgruppen nicht bekannt, sodass damit keine Untersuchungen von Veränderungen in den Haushalts- und Personenmerkmalen auf Individualebene möglich sind. Bei einem Vergleich von Veränderungen von Gesamt- oder Mittelwerten ist dies einerseits damit verbunden, dass die potenzielle Reduktion des Stichprobenfehlers nicht berücksichtigt werden kann, die infolge einer Korrelation von Merkmalen im Analysezeitraum entsteht. Andererseits kann bei einer Kumulation der Daten bzw. bei der Bildung von Summen von Ergebnissen mehrerer Zeitpunkte der Stichprobenfehler der Summe nicht korrekt geschätzt werden, da in diesem Fall die Varianz vergrößernde Merkmalskorrelation nicht bekannt ist.

Substichproben: Eine weitere Vorgabe für den Stichprobenplan des Mikrozensus ab 1990 war, dass verschiedene Themen der Ergänzungs- und Zusatzprogramme sowie der in den Mikrozensus integrierten Arbeitskräfteerhebung (EU Labour Force Survey) nur bei Substichproben mit einem reduzierten Auswahlatz erhoben wurden. Bereits in der Planungsphase wurde für zukünftige methodische Entwicklungen eine Unterteilung der 1 %-Stichproben in 48 Teilstichproben (= 12 Monate \times 4 Rotationsgruppen) vorgesehen (siehe für Details Afentakis und Bihler 2005: S. 1041). Darauf konnte bei der Einführung der kontinuierlichen Befragung ab 2005 für die Zuordnung des Befragungsvolumens auf die einzelnen Monate zurückgegriffen werden. Der früher variable Auswahlatz der Substichprobe von durchschnittlich 0,45 % ist ab dem Erhebungsjahr 2005 nicht mehr gültig, da die Merkmale der Arbeitskräfteerhebung mit dem vollen Auswahlatz erhoben werden. Für die Merkmale des Ad-hoc-Moduls und die sogenannten Strukturvariablen der Arbeitskräfteerhebung wird eine Substichprobe mit einem konstanten Auswahlatz von 0,1 % verwendet.

Auswahltechnik: Die Auswahltechnik unterscheidet sich zwischen der Grund- und Neubausauswahl. In der Grundausswahl wurden vor der eigentlichen Stichprobenziehung die Auswahlbezirke (PSUs) der Auswahlgesamtheit innerhalb der Schichten nach Bundesland, Regierungsbezirk, Kreis, Gemeindegrößenklasse, Gemeinde und Auswahlbezirksnummer angeordnet. Jeweils 100 aufeinanderfolgende Auswahlbezirke bildeten eine sogenannte Zone. Die Auswahlbezirke einer Zone wurden zufällig einer Zahl zwischen 0 und 99, der Stichprobennummer, zugeordnet. Alle Auswahlbezirke mit gleicher zugeordneter Nummer zählten zu einer von 100 1 %-Stichproben. Aus dieser Aus-

wahlgesamtheit wurden 20 Vorratsstichproben durch einfache Zufallsauswahl ausgewählt.

Die Zerlegung der 1 %-Stichproben in Rotationsviertel zu je 0,25 % erfolgte durch zufällige Zuordnung von vier aufeinanderfolgenden Zonen, die einen sogenannten Block bilden, zu einer Zahl von eins bis vier (Zonennummer). Die Auswahlbezirke mit gleicher Zonennummer zählen zum gleichen Rotationsviertel. Die Vorratsstichproben wurden mit ähnlichen Zufallsverfahren für weitere Substichproben zerlegt.

Bei der Neubausauswahl werden zunächst auf Kreis- bzw. Gemeindeebene Auswahlbezirke auf Basis der Bautätigkeitsstatistik gebildet. Diese werden nach Gebäudegrößenklassen angeordnet und innerhalb jeder regionalen Schicht nach der Reihenfolge ihrer Bildung durchnummeriert. Die Ziehung der Auswahlbezirke der Neubausauswahl erfolgt durch systematisches Ziehen mit festem Intervall bei zufälligem Startpunkt.

2.2 Hochrechnungsverfahren

Wie in allen Umfragen kann auch beim Mikrozensus der Stichprobenplan nicht ohne Abstriche realisiert werden. Es kommt u. a. zu Untererfassungen in Form von Ausfällen der zu befragenden Haushalte. Bei der Hochrechnung des Mikrozensus wird ein zweistufiges Verfahren verwendet. Im ersten Schritt der Ausfallkorrektur wird von der Nettostichprobe der erfolgreich befragten Haushalte auf die Bruttostichprobe aller zu befragenden Haushalte hochgerechnet. Im zweiten Schritt wird diese Bruttostichprobe an Eckzahlen aus der laufenden Bevölkerungsfortschreibung angepasst. Ab 2005 werden dabei auch Ergebnisse des Ausländerzentralregisters verwendet. Dieses als nachträgliche Schichtung (Poststratifikation) bezeichnete Vorgehen soll systematische Untererfassungen ausgleichen, die z. B. durch Mängel bei der Erfassung von Neubauten entstehen können (Herberger 1985: 35). Mit der Gewichtung wird erreicht, dass zumindest die bei der Anpassung verwendeten Merkmale mit den Verteilungen der externen Bevölkerungsdaten übereinstimmen.

Kompensation bzw. Ausfallkorrektur: Aufgrund der Auskunftspflicht handelt es sich bei den Ausfällen hauptsächlich um Haushalte, die während der Befragung nicht erreichbar waren. Bis zum Mikrozensus 2004 wird eine hohe Ausschöpfung von rund 97 % berichtet. Mit der Umstellung auf eine kontinuierliche Erhebung ab 2005 und einer entsprechend kürzeren Feldzeit stieg der Unit-Nonresponse zunächst auf rund 5 % der zu befragenden Haushalte. Nachdem Haushalte, die erst im darauf folgenden Jahr befragt werden konnten ("Jahresüberhänge"), in die Stichprobe des Folgejahres übernommen wurden, reduzierte sich der Unit-Nonresponse wieder auf rund 3 %.

Tab. 2: Kompensationsmodell im Mikrozensus ab 2005

Regionale Ebene	Kompensationsterme
Privathaushalte	
Bundesland	Rotationsviertel
	Neubauschicht (ja/nein)
Regionale Anpassungsschicht	Haushaltsgröße ($1/2/\geq 3$)
	Staatsangehörigkeit der Haushaltsbezugs- person (deutsch/nicht deutsch)
	Wohnsitz der Haushaltsbezugs- person (Haupt-/Nebenwohnung)
	Zusätzlich für Einpersonenhaushalte:
	Geschlecht
	Alter ($< 60/\geq 60$)
Regionale Untergruppe	Privathaushalte insgesamt
Gemeinschaftsunterkünfte	
Regierungsbezirk	Zahl der Personen in Gemeinschaftsunter- künften

Quelle: Afentakis und Bihler 2005: 1044

Die Ausfallkorrektur wird mit Hilfe von Informationen über die Haushalte, die nicht geantwortet haben, geschätzt. Für die Mehrzahl der ausgefallenen Haushalte liegen solche Angaben in Form von Melderegisterauskünften oder Vorjahresergebnissen vor. Seit dem Mikrozensus 1990 werden für die Ausfallkorrektur verschiedene Merkmale des Haushalts zu Kompensationstypen kombiniert. Bis 2004 wurde das Kompensationsgewicht als Verhältnis der zu befragenden Haushalte (Soll) zu den befragten Haushalten (Ist) auf der Ebene von regionalen Untergruppen gebildet (Heidenreich 1994: S. 114-116). Diese bestehen aus vollständigen Kreisen oder Gemeinden innerhalb einer Regionalschicht und umfassen mindestens 100.000 Einwohner. Infolge der unterjährigen Erhebung kann es zu sehr kleinen Zellenbesetzungen und entsprechend großen Schwankungen des Hochrechnungsfaktors kommen. Um diese Probleme zu vermeiden, wird das Gewicht zur Ausfallkorrektur ab 2005 für unterschiedliche regionale Einheiten und getrennte Randverteilungen mittels Regressionsschätzung (Kalibrierung) berechnet.

In die Regression gehen die in Tab. 2 genannten Merkmale auf Haushaltsebene als erklärende Variablen ein, wobei Interaktionsterme der regionalen und demografischen Merkmale gebildet werden. Die Anzahl der insgesamt zu befragenden Haushalte, einschließlich ausgefallener Haushalte, sind die Eckwerte t_x , an die die Anzahl der befragten Haushalte \hat{t}_x , angepasst werden (siehe dazu die Modelldarstellung in Abschn. 5; für Details zum Verfahren siehe Afentakis und Bihler 2005: S. 1043-1044). Mit dem so ermittelten Faktor g , dessen Kehrwert die geschätzte Antwortwahrscheinlichkeit ist, werden die Haushaltsausfälle der ersten Stufe korrigiert.

Anpassung an bekannte Populationsverteilungen: Von 1990 bis 2004 erfolgte die Anpassung an Ergebnisse der laufenden Bevölkerungsfortschreibung für die Merkmalskombinationen Geschlecht und Staatsangehörigkeit (Deutsche/Ausländer) auf der regionalen Ebene der Anpassungsschichten sowie für Soldaten und Wehrpflichtige an entsprechende Bestandsmeldungen auf Regierungsbezirksebene (siehe Heidenreich 1994). Diese sowohl in der Stichprobe als auch in den Populationsdaten vorliegenden Merkmale werden als Hilfsmerkmale bezeichnet. Insgesamt ergeben sich daraus sechs disjunkte Anpassungsklassen pro Regionaleinheit. Der personenbezogene Anpassungsfaktor wird als Quotient der Eckwerte der Populationsdaten (Soll) und der nach Korrektur der Haushaltsausfälle gewichteten Mikrozensusdaten (Ist) pro Anpassungsklasse und Regionaleinheit (Anpassungsschicht bzw. Regierungsbezirk) ermittelt. Der Haushalts- und Familienfaktor ist das arithmetische Mittel der personenbezogenen Anpassungsfaktoren. Die mit den jeweiligen Hochrechnungsfaktoren gewichteten Haushalts- und Personenauswertungen können jedoch zu widersprüchlichen Ergebnissen führen.

Ab 2005 erfolgt die Anpassung nicht mehr mit disjunkten Anpassungsschichten und den oben beschriebenen Faktoren, sondern auf unterschiedlichen regionalen Ebenen an getrennte Randverteilungen der Populationsdaten wie bei der Kompensation mittels Regression (Kalibrierung) (Afentakis und Bihler 2005). Das Verfahren hat den Vorteil, dass bei der Schätzung kleine Zellenbesetzungen vermieden werden können. Jedoch werden die Populationsverteilungen für Merkmalskombinationen i. d. R. nur dann getroffen, wenn das Regressionsmodell entsprechende Interaktionsterme der Hilfsmerkmale enthält. Zum Beispiel enthält das Anpassungsmodell u. a. die Merkmalskombinationen Alter \times Geschlecht und Staatsangehörigkeit \times Geschlecht, sodass die geschätzten Populationsverteilungen für die Interaktion Alter \times Staatsangehörigkeit von den Populationswerten ggf. abweichen können. Die Anpassung wird für Quartale durchgeführt. Der Hochrechnungsfaktor für Jahresdurchschnittsergebnisse ist das arithmetische Mittel der Quartalsfaktoren.

Das frühere Problem potenziell inkonsistenter Haushalts- und Personenauswertungen, das aus der Anpassung der Stichprobe an Populationsdaten auf Personenebene resultiert, wird durch die Konstruktion eines für alle Personen eines Haushalts gleichen Hochrechnungsfaktors gelöst. Dies wird dadurch erreicht, dass bei der Kalibrierung für jede Person die Mittelwerte des Haushalts der Hilfsmerkmale verwendet werden (Afentakis und Bihler 2005: S. 1042; vgl. dazu auch Steel und Clark (2007) für einen Vergleich von Schätzungen auf Personen- und Haushaltsebene). Die Kompensationsfaktoren der ersten Stufe gehen als sogenannte Eingangsgewichte $\hat{\theta}_j$ in die Regressionsschätzung ein. Neben der quartalsweisen Hochrechnung sind mit dem Ausländerzentralregister neue Populationsdaten hinzugekommen. Neue Anpassungsklassen sind durch die Berücksichtigung von Altersgruppen und Staatsangehörigkeitsgruppen entstanden (siehe Tab. 3).

3 Substichprobenziehung des Scientific Use Files

Das Ziehungsverfahren des SUF berücksichtigt die wesentlichen Designelemente des Mikrozensus: Die Schichtung und Klumpung. Zunächst werden die Haushalte der Originaldaten nach Berichtsquartal, Bundesland, Regierungsbezirk, Gemeindegrößenklasse, Zahl der Personen im Privathaushalt, Auswahlbezirksnummer und Haushaltsnummer angeordnet. Ab dem Erhebungsjahr 2006 wird auch das Merkmal Gebäudegrößenklasse (fachliche Schichtung) verwendet, das in der Sortierfolge vor der Auswahlbezirksnummer steht. In dieser Anordnung werden die Haushalte neu durchnummeriert. In die Auswahl von 70 % aller Haushalte werden alle Haushalte – einschließlich aller Personen in diesen Haushalten – übernommen, deren letzte Platzziffer der Haushaltsnummer von den zufällig bestimmten Zahlen 2, 5 und 9 verschieden ist. Im Anschluss an die Stichprobenziehung werden die Haushalte neu sortiert (systemfreie Sortierung) und erhalten eine fortlaufende Nummerierung. Bei Erhebungsjahren mit dem vierjährigen Zusatzprogramm zur Wohnsituation (1998, 2002, 2006) wird eine 70 %-Substichprobe der Wohnungen gezogen. Bei Gemeinschaftsunterkünften erhält jede Person eine eigene fortlaufende (”Haushalts-” bzw. ”Wohnungs-”) Nummer. Nicht enthalten sind sogenannte Nullbezirke, das sind Auswahlbezirke ohne Befragte (z. B. leer stehende Häuser). Diese werden vor der Substichprobenziehung gelöscht.

Das bei der Ziehung des SUF eingesetzte Schlussziffernverfahren zählt zu den systematischen Zufallsauswahlen. Das Verfahren entspricht näherungsweise einer uneingeschränkten Auswahl und ist unproblematisch, sofern die

Tab. 3: Anpassungsmodell im Mikrozensus ab 2005

Regionale Ebene	Hochrechnungsterme	Quelle
Bundesland	Alter ($< 15 / 15-44 / \geq 45$) \times Geschlecht	Laufende Bevölkerungsfortschreibung ^a
	Staatsangehörigkeit (D/TR/EU-25/ \neg EU-25) \times Geschlecht ^b	Ausländerzentralregister ^c
	Zeit- und Berufssoldaten einschließlich Bundes- und Bereitschaftspolizei und Grundwehrdienstleistende / Zivilbevölkerung ^d	Bundesministerium der Verteidigung, Bundespolizei, Bundesministerium des Innern ^e
	Bevölkerung insgesamt je Monat	Laufende Bevölkerungsfortschreibung
Regierungsbezirk ^f	Staatsangehörigkeit (D/ \neg D) \times Geschlecht	Laufende Bevölkerungsfortschreibung
Regionale Anpassungsschicht ^g	Bevölkerung insgesamt	Laufende Bevölkerungsfortschreibung

Quelle: Afentakis und Bihler 2005: S. 1045-1046

^aZeitreihenschätzung auf Basis des jeweils letzten verfügbaren Wertes sowie unabhängigen Zeitreihen der Bevölkerungsstatistik

^bIn Bremen (teilw.) und in den neuen Bundesländern wird die Staatsangehörigkeit lediglich nach deutsch und nicht deutsch differenziert

^c Aus dem Ausländerzentralregister (i. d. R. zum Stichtag 31. 12.) werden nur die Anteile der nicht deutschen Bevölkerung für die Differenzierung der Zahl der Ausländer aus der laufenden Bevölkerungsfortschreibung verwendet

^d Außer in Hamburg, Bremen und im Saarland sind Grundwehrdienstleistende mit Zeit- und Berufssoldaten und Bundes- und Bereitschaftspolizei zusammengefasst

^eQuartalsweise Eckwerte für die Zeit- und Berufssoldaten sowie die Grundwehrdienstleistenden stammen vom Bundesministerium für Verteidigung und von der Bundespolizei. Zahlen der Bereitschaftspolizei liegen für den Stichtag 31. 12. vom Bundesministerium des Innern vor und werden für das Folgejahr verwendet

^fSchleswig-Holstein, Hamburg, Bremen, Saarland, Berlin, Brandenburg, Mecklenburg-Vorpommern und Thüringen sind nicht in Regierungsbezirke bzw. regionale Anpassungsschichten unterteilt. In Sachsen-Anhalt erfolgt die Anpassung nur nach Geschlecht je Regierungsbezirk

^gSofern Bundesländer mit Regierungsbezirken

Nummerierung nicht mit den Untersuchungsmerkmalen zusammenhängt und die Schlussziffern in etwa gleich stark besetzt sind. Die Anordnung vor der Ziehung der Substichprobe unterscheidet sich von der Schichtung im Original-Mikrozensus hauptsächlich hinsichtlich der Zahl der Personen in Privathaushalten in der Sortierfolge. Die Berücksichtigung der Haushaltsgröße gewährleistet einerseits eine hohe Ergebnisgenauigkeit des SUF im Vergleich zu den Originaldaten bzw. Veröffentlichungen der amtlichen Statistik. In Bezug auf die Berechnung des Stichprobenfehlers ist aber andererseits zu beachten, dass aufgrund der Zwischensortierung der Auswahlatz von Haushalten pro Auswahlbezirk nicht konstant 70 % beträgt, sondern um diesen Wert variiert (Rendtel und Schimpl-Neimanns 2001: S. 91).

Im SUF stehen als Schichtungsinformationen die Variablen Bundesland und Gebäudegrößenklasse zur Verfügung. Regionale Einheiten unterhalb der Ebene der Bundesländer (Regionalschichten, Regierungsbezirk und regionale Anpassungsschichten) sind aus Datenschutzgründen nicht identifizierbar. Die Information zur Klumpung liegt in Form der Auswahlbezirksnummer vor. Der Hochrechnungsfaktor zur Kompensation der Haushaltsausfälle ist nicht im SUF enthalten.

4 Varianzschätzung für Gesamtwerte mit Designgewichtung

Für systematische Zufallsauswahlen weisen Varianzschätzungen i. d. R. Verzerrungen auf (Gabler und Stenger 2006; Krug et al. 2001: S. 93 f.; Särndal et al. 1997: S. 73 f.). Zudem sind die exakten Ziehungswahrscheinlichkeiten des SUF nicht mit den Informationen aus dem SUF ermittelbar (s. o.). Da nicht alle Design- und Hochrechnungsinformationen verfügbar bzw. nur auf der regionalen Ebene der Bundesländer nutzbar sind, treten weitere Einschränkungen auf. In der Praxis müssen deshalb vereinfachende Annahmen getroffen werden.

Dies betrifft nicht nur Schätzungen auf Basis des SUF, sondern auch Schätzungen mit den Originaldaten. Unter anderem berücksichtigen die statistischen Ämter die differenzierte regionale und fachliche Schichtung nur näherungsweise (Statistisches Bundesamt 2010: S. 92). Des Weiteren werden nicht die bei der Auswahl vorgesehenen Quartale, sondern die Quartale der Berichtswochen realisierter Interviews verwendet und es wird angenommen, dass die Quartalsstichproben unabhängig sind (Statistisches Bundesamt 2010: S. 93). Die Berichtswochen liegen allerdings infolge einer gewissen Flexibilität der Interviewer bei der Feldarbeit und insbesondere wegen verzögerter

Beantwortung der Haushalte nicht immer innerhalb eines Monats (Afentakis und Bihler 2005: S. 1041) und 15 % der Haushalte werden nicht im Quartal der Auswahl befragt (BR-Drucks. 3/09, 02. 01. 2009, S. 90). Die dabei entstehenden Schwankungen sind teilweise mit erheblichen Verzerrungen bei Haushaltsergebnissen verbunden (Statistisches Bundesamt 2009).

Vernachlässigt man die geringe Zahl von Haushaltsausfällen, kann die Ziehung des SUF idealtypisch als zweiphasiges Ziehungsverfahren betrachtet werden: 1. Ziehung der realisierten Mikrozensus-Haushalte (1 %); 2. Ziehung der Haushalts- bzw. Wohnungssubstichprobe (70 %). Näherungsweise kann auch von einer zweistufigen Auswahl ausgegangen werden (Särndal et al. 1997: S. 133-135, 349-350). In diesem Sinne entspricht die erste Stufe einer geschichteten Auswahl der Primäreinheiten im Original-Mikrozensus. Die zweite Stufe stellt dann die gezogene Substichprobe von Sekundäreinheiten (Haushalte bzw. Wohnungen) dar.

Aufgrund des geringen Auswahlatzes der Auswahlbezirke des Mikrozensus ist anzunehmen, dass die Varianzanteile nach der ersten Stufe vernachlässigbar sind (siehe Särndal et al. 1997: S. 140). Dies belegen auch frühere Ergebnisse auf Basis des Mikrozensus 1996 (Rendtel und Schimpl-Neimanns 2001), sodass die mittlerweile in den meisten Statistikpaketen vorhandenen Standardprozeduren für einstufige Varianzschätzungen verwendet werden können, wenn man die Inklusionswahrscheinlichkeit der Substichprobe berücksichtigt und entsprechend von der 70 %-Substichprobe (0,7 %) auf den Mikrozensus (1 %) hochrechnet.

Die einstufige Schätzung eines Gesamtwertes (Total) \hat{Y} und der Varianzschätzung $\hat{V}(\hat{Y})$ wird in enger Anlehnung an das Stata Survey Data Reference Manual (2007: S. 151-152) wie folgt dargestellt:

$$(1) \quad \hat{Y} = \sum_{h=1}^L \sum_{i=1}^{n_h} \sum_{j=1}^{m_{hi}} w_{hij} y_{hij}$$

$$(2) \quad \hat{V}(\hat{Y}) = \sum_{h=1}^L (1 - f_h) \frac{n_h}{n_h - 1} \sum_{i=1}^{n_h} (y_{hi} - \bar{y}_h)^2$$

mit

$$y_{hi} = \sum_{j=1}^{m_{hi}} w_{hij} y_{hij} \text{ gewichteter Gesamtwert der Primäreinheit}(h, i)$$

$$\bar{y}_h = \frac{1}{n_h} \sum_{i=1}^{n_h} y_{hi} \text{ Mittelwert der Gesamtwerte der Primäreinheiten der Schicht } h$$

h	Schichten $h = 1, \dots, L$
i	ite Primäreinheit (PSU) in der Schicht h mit $h=1, \dots, N_h$
j	jte Sekundäreinheit (Person oder Haushalt) in der Primäreinheit i
f_h	Auswahlsatz in Schicht h (Inklusionswahrscheinlichkeit)
N_h	Anzahl der Primäreinheiten in der Schicht h
n_h	Anzahl der Primäreinheiten in der Stichprobe in Schicht h
m_{hi}	Anzahl der Sekundäreinheiten in einer Primäreinheit i der Schicht h in der Stichprobe.

Der mit $w_{hij} = N_h/n_h = 1/f_h$ gewichtete Merkmalswert y_{hij} bezieht sich somit auf die Person j im Auswahlbezirk (PSU) i in Schicht h . Für die Schätzung von Jahresdurchschnittsergebnissen wird als Auswahlsatz das Produkt der Ziehungswahrscheinlichkeit des Mikrozensus (1 %) und der Ziehungswahrscheinlichkeit des SUF (70 %) angenommen. Entsprechendes gilt für Quartalergebnisse ($0,25\% \times 70\%$) und Auswertungen der Substichprobenmerkmale ($0,1\% \times 70\%$), z. B. des Ad-hoc-Moduls.

Als Beispiel wird die Zahl von Erwerbslosen geschätzt. Die interessierende Subpopulation ist die Bevölkerung am Hauptwohnsitz im (erwerbsfähigen) Alter von 15 bis 64 Jahren. Für die Definition der Schichten werden das Berichtsquartal, das Bundesland und die Gebäudegrößenklasse herangezogen. Es gibt im SUF 6 Schichten der Gebäudeschicht Gemeinschaftsunterkunft mit insgesamt 91 Personen, die nur eine PSU enthalten, sodass hierfür keine Varianz geschätzt werden kann. Wegen des geringen Umfangs ist mit dem Ausschluss dieser Schichten bei der Varianzschätzung nicht mit Verzerrungen zu rechnen. Ansonsten können diese mit mit benachbarten Schichten in sogenannte Pseudoschichten zusammengefasst werden.

Als Ergebnis erhält man im Jahresdurchschnitt rund 3,6 Millionen Erwerbslose. Der Variationskoeffizient ($cv = \text{Std. Abw.}/\text{Gesamtwert} = 26.667/3.581.000$) beträgt lediglich 0,74 %. Der Designeffektfaktor ($DEFT$) ist die Quadratwurzel des Verhältnisses der designbasierten Schätzung der Varianz eines Parameters zu einer Schätzung unter Annahme einer einfachen Zufallsstichprobe. Der im Vergleich zu einer einfachen Zufallsstichprobe im SUF um 20 % höhere Stichprobenfehler ($DEFT=1,2$) ist vorwiegend auf die Klumpung zurückzuführen. Infolge der Verringerung der Stichprobengröße sind die Variationskoeffizienten der Quartalergebnisse etwa doppelt so groß wie beim

Tab. 4: Zahl der Erwerbslosen bei Designgewichtung

Merkmal	SUF			MZ	
	Gesamtwert	<i>cv</i> (%)	<i>DEFT</i>	Gesamtwert	<i>cv</i> (%)
Jahresdurchschnitt					
Insgesamt	3.581.000	0,74	1,21		
Deutsche	3.131.000	0,78	1,18	3.119.400	0,69
Ausländer	450.000	2,13	1,20	446.900	1,85
Quartalsergebnisse (Insgesamt)					
1. Quartal	3.223.428	1,55	1,17		
2. Quartal	3.627.428	1,48	1,19		
3. Quartal	3.544.571	1,52	1,20		
4. Quartal	3.928.571	1,44	1,20		

Quellen: Faktisch anonymisierte Einzeldaten des Mikrozensus 2005 (SUF)

Unveröffentlichte Fehlerrechnung des Statistischen Bundesamtes (MZ)

Jahresdurchschnitt ($\sqrt{(1/0,25)} = 2$).

Unter der Annahme einer einfachen Zufallsstichprobe ist zu erwarten, dass die Variationskoeffizienten von Schätzungen mit dem SUF im Vergleich zum Mikrozensus um rund 20 % ($\sqrt{(1/0,7)} = 1,20$) größer sind. Aufgrund der Reduktion des Klumpeneffekts durch die Ziehung der Haushaltssubstichprobe reduzieren sich auch die Variationskoeffizienten (Rendtel und Schimpl-Neimanns 2001: S. 97). In Tab. 4 liegen die Variationskoeffizienten des SUF im Vergleich zum Mikrozensus unter diesem Faktor von 1,20 (Deutsche: 0,78/0,69 = 1,13; Ausländer: 2,13/1,85 = 1,15).

5 Varianzschätzung für Gesamtwerte mit Regressionsschätzung

Die in Abschn. 2.2 beschriebenen Kompensations- und Hochrechnungsfaktoren werden ab dem Mikrozensus 2005 mittels Regression bzw. Kalibrierung geschätzt. Der Kalibrierungsansatz (Särndal 2007) beinhaltet nicht nur die Berechnung solcher Gewichte, mit der die Mikrozensus-Fallzahlen u. a. an Randverteilungen der Bevölkerungsfortschreibung und des Ausländerzentralregisters angepasst werden, sondern auch deren Verwendung bei der Varianzschätzung. In diesem Kapitel wird das zugrunde liegende statistische Konzept zusammenfassend dargestellt.

Mit der Regressionsschätzung wird die Anpassung der Stichprobe an Populationsdaten verallgemeinert insofern angenommen wird, dass die Hilfsmerkmale (x) einen statistischen Einfluss auf die interessierende Variable (y) haben, der durch eine Regression modelliert werden kann (Särndal et al. 1997: S. 245 ff.). Hilfsmerkmale sind z. B. die Merkmale Alter, Geschlecht, Staatsangehörigkeit und Region sowie bestimmte Merkmalskombinationen (siehe Tab. 3), deren Stichprobenverteilungen an Populationsverteilungen angepasst werden.

In der Stichprobe s liegen somit für die j -te Person die Werte von p Hilfsmerkmalen (x_{j1}, \dots, x_{jp}) vor, deren Gesamtwerte zunächst mit Designgewichtung (Horvitz-Thompson-Schätzung: HT) geschätzt werden: $\hat{\mathbf{t}}_{x,HT} = \sum_{j \in s} d_j \mathbf{x}_j$. In der Population U sind dazu die Gesamtwerte bekannt: $\mathbf{t}_x = \sum_{j \in U} \mathbf{x}_j$.

Betrachtet man die Werte des interessierenden Merkmals y als Zufallsvariable, lässt sich der postulierte Zusammenhang durch folgendes Modell ξ darstellen:

$$E_{\xi}(y_j) = \mathbf{x}_j' \beta$$

$$V_{\xi}(y_j) = \sigma_j^2.$$

Das Ziel besteht darin, unter Verwendung der Populationsdaten zu den Hilfsmerkmalen $\hat{\mathbf{t}}_{x,HT}$ den Gesamtwert der interessierenden Variablen y unter Berücksichtigung des Designgewichtes $d_j = 1/(\pi_j \hat{\theta}_j)$ zu schätzen, wobei π_j die Inklusionswahrscheinlichkeit und $\hat{\theta}_j$ die für die Korrektur der Haushaltsausfälle geschätzte Antwortwahrscheinlichkeit darstellen.

Die neu zu bestimmenden Gewichte $w_j = g_j * d_j$ sind dabei so zu wählen, dass die mit w_j gewichteten Hilfsmerkmale die Populationsverteilungen wiedergeben: $\mathbf{t}_x = \sum_{j \in s} w_j \mathbf{x}_j$. Des Weiteren sollen ab dem Mikrozensus 2005 die Personengewichte innerhalb eines Haushalts gleich sein. Personen in Gemeinschaftsunterkünften werden jeweils als Einpersonenhaushalt behandelt (Afentakis und Bihler 2005: S. 1043).

Der verallgemeinerte Regressionsschätzer eines Gesamtwertes (Total) lautet in Matrixnotation:

$$\begin{aligned} \hat{t}_{y,reg} &= \sum_{j \in s} \left(1 + (\mathbf{t}_x - \hat{\mathbf{t}}_{x,HT})' \left(\sum_{k \in s} d_k \mathbf{x}_k \mathbf{x}_k' \right)^{-1} \mathbf{x}_j \right) d_j y_j \\ &= \hat{t}_{y,HT} + \hat{\mathbf{B}}' (\mathbf{t}_x - \hat{\mathbf{t}}_{x,HT}) \end{aligned}$$

mit den Regressionskoeffizienten

$$\hat{\mathbf{B}} = \left(\sum_{j \in s} d_j \mathbf{x}_j \mathbf{x}_j' \right)^{-1} \left(\sum_{j \in s} d_j \mathbf{x}_j y_j \right).$$

Werden die Hilfsmerkmale $\hat{\mathbf{t}}_{x,HT}$ bei designgewichteter Hochrechnung der Stichprobe gegenüber dem Populationswert \mathbf{t}_x unterschätzt und sind sie mit der interessierenden Variablen y positiv korreliert, dann wird auch der zu schätzende Gesamtwert $\hat{\mathbf{t}}_{y,HT}$ unterschätzt und durch die Regressionsschätzung entsprechend korrigiert. Das Ausmaß der Korrektur hängt von zwei Faktoren ab. Erstens vom Regressionskoeffizienten $\hat{\mathbf{B}}$, der mittels linearer Regression der interessierenden Variable y auf die zur Anpassung verwendeten Hilfsmerkmale x geschätzt wird. Je enger die Hilfsmerkmale mit der interessierenden Variablen korreliert sind, umso stärker wird die Korrektur ausfallen. Zweitens hängt die Korrektur davon ab, wie nahe die mit der Stichprobe geschätzten Gesamtwerte der Hilfsmerkmale $\hat{\mathbf{t}}_{x,HT}$ bei den bekannten Gesamtwerten der Population \mathbf{t}_x liegen.

Der im Gewicht w_j enthaltene Korrekturfaktor g_j , der in die Schätzung der interessierenden Variable einfließt, gibt den Beitrag der Hilfsmerkmale zur Reduktion von Abweichungen zwischen Stichprobe und Population wieder und kann, wenn keine weiteren Restriktionen wie z. B. Dämpfungsfaktoren (Aftentakis und Bihler 2005: S. 1043) vorliegen, wie folgt berechnet werden:

$$g_j = 1 + (\mathbf{t}_x - \hat{\mathbf{t}}_{x,HT})' \left(\sum_{j \in s} \frac{\mathbf{x}_j \mathbf{x}_j'}{\pi_j \hat{\theta}_j} \right)^{-1} \mathbf{x}_j.$$

Allerdings sind die vom Statistischen Bundesamt bei der Schätzung verwendeten regional differenzierten Populationsdaten im SUF nicht bekannt und der Kompensationsfaktor für Haushaltsausfälle ($1/\hat{\theta}_j$) ist im SUF nicht enthalten. Unter Verwendung der Hochrechnungsfaktoren im SUF könnten Populationsverteilungen nur auf der regionalen Ebene der Länder geschätzt werden. Somit lassen sich die Hochrechnungsfaktoren und der Korrekturfaktor des SUF nur näherungsweise replizieren. Der Korrekturfaktor wird deshalb mittels der im SUF vorliegenden Hochrechnungsfaktoren berechnet: $g_j = w_j/d_j$.

Die Regressionsschätzung ergibt für interessierende Merkmale, die zugleich als Hilfsmerkmale bei der Anpassung bzw. Ermittlung des Korrekturfaktors g_j berücksichtigt wurden, die Gesamtwerte der Population und eine Varianz von Null. Der Einsatz der Original Hochrechnungsfaktoren im SUF führt jedoch zu einer größeren, von Null verschiedenen Varianz, da die

Verteilungen des SUF nicht extra an die Populationsverteilungen angepasst wurden. Vorteilhaft ist aber, dass bei der Schätzung von Gesamtwerten konsistente und mit Veröffentlichungen der amtlichen Statistik vergleichbare Ergebnisse erreicht werden.

Im Mikrozensus bis 2004 konnten die Regressionskoeffizienten $\hat{\mathbf{B}}$ aufgrund disjunkter Anpassungsschichten als arithmetisches Mittel der interessierenden Variablen in den einzelnen Anpassungsschichten ermittelt werden. Weil ab 2005 die Anpassung an getrennte Randverteilungen erfolgt (siehe Tab. 3), müssen die Regressionskoeffizienten geschätzt werden. Dafür sind im SUF 190 Hilfsmerkmale abzugrenzen. Entsprechend zum Korrekturfaktor, der für alle Personen eines Haushalts gleich ist, sind die arithmetischen Mittelwerte der Hilfsmerkmale sowie der Mittelwert des interessierenden Merkmals im Haushalt zu berechnen.

Der obige Regressionsschätzer des Gesamtwertes lässt sich als gewichtete Summe der y -Werte bzw. deren Mittelwerte im Haushalt darstellen.

$$(3) \quad \hat{t}_{y,reg} = \sum_{j \in s} w_j y_j$$

Als Schätzung für die Varianz wird die Varianz der Hilfsvariablen u_j , d. h. der mit dem Korrekturfaktor g_j gewichteten Residuen $(y_j - \hat{y}_j)$, verwendet.

$$(4) \quad u_j = g_j (y_j - \mathbf{x}_j' \hat{\mathbf{B}}) = g_j (y_j - \hat{y}_j)$$

Bei der Schätzung des Stichprobenfehlers unter der Annahme einer einstufigen Ziehung müssen also lediglich (1) durch (3) ersetzt und in (2) statt der interessierenden Variablen y_j die gewichteten Residuen u_j aus (4) eingesetzt werden.

Je besser das interessierende Merkmal von den bei der Anpassung berücksichtigten Hilfsmerkmalen statistisch erklärt wird, d. h. je kleiner die (gewichteten) Residuen u_j der Regression von den y -Werten auf die Hilfsmerkmale sind, umso geringer ist die Varianz des Regressionsschätzers im Vergleich zur designgewichteten Schätzung.

Die Varianzschätzung wird designbasiert durchgeführt. Da das statistische Modell ξ nur für die Herleitung des Populationsschätzers dient, wird der Regressionsschätzer als modellgestützt ("model assisted") bezeichnet. Särndal et al. (1997: S. 239) halten dazu fest: "If the population data are well described by the assumed model, the regression estimator normally will bring about a large variance reduction, as compared to the π estimator [HT-Schätzer]. If the population is not well described by the model, the improvement on the π estimator may be modest, but the regression estimator still guarantees approximate unbiasedness."

Gleichwohl ist zu beachten, dass sowohl die Populationsdaten als auch die Stichprobendaten nicht frei von systematischen Fehlern sind. Hinsichtlich der Qualität der Bevölkerungsfortschreibung ist bekannt, dass sie zu hohe Ausländerzahlen aufweist (siehe Opfermann et al. 2006), sodass mit der Anpassung des Mikrozensus an Ergebnisse der Bevölkerungsfortschreibung auch deren Fehler auf den Mikrozensus übertragen werden können. Des Weiteren sind die Zahlen der Erwerbstätigen des Mikrozensus im Vergleich zu anderen Quellen untererfasst, was durch die Hochrechnungsfaktoren nicht ausgeglichen werden kann (Körner und Puch 2009). Schließlich kommt es auch zu verzerrten Haushaltsergebnissen, da die zu befragenden Haushalte ungleich auf die zeitlichen Berichtszeiträume verteilt sind (Statistisches Bundesamt 2009). Im gegenwärtigen Kompensations- und Hochrechnungsmodell sind die durch schwer erreichbare Haushalte verbundenen Probleme von Ausfällen und verspätet eintreffenden Interviews nicht ausreichend berücksichtigt.

Wie oben erwähnt, hängt der Erfolg der Korrekturgewichtung bzw. die Chance des Ausgleichs systematischer Fehler maßgeblich von der Korrelation des interessierenden Merkmals mit den bei der Anpassung verwendeten (demografischen) Hilfsmerkmalen ab. Zumindest ist aber gewährleistet, dass die hochgerechneten Ergebnisse des Mikrozensus hinsichtlich der angepassten Populationsmerkmale konsistent sind. Nicht zuletzt können Forscher, die mit den so hochgerechneten Ergebnissen arbeiten, mit der Regressionsschätzung hierfür Varianzschätzungen durchführen.

Jedoch ist zu erwarten, dass die mit dem SUF geschätzten Residuen von Schätzungen mit den Originaldaten abweichen, da die Hilfsmerkmale unterhalb der Länderebene fehlen und der Korrekturfaktor behelfsweise unter Verwendung der Hochrechnungsfaktoren und dem Designgewicht berechnet wird. Es stellt sich deshalb die Frage, ob die Auswirkungen dieses Vorgehens auf die Varianzschätzung vernachlässigbar sind. Mit den verfügbaren Daten lässt sich diese Frage nur näherungsweise untersuchen. Unter vollständiger Identifikation der Hilfsmerkmale ist bei der Regression eines ohne weitere Restriktionen geschätzten Hochrechnungsfaktors auf die Hilfsmerkmale ein R^2 von 100 % zu erwarten. Im SUF ergibt die Regression des Hochrechnungsfaktors für Jahresdurchschnitte auf die für die regionale Ebene der Länder abgegrenzten 190 arithmetischen Mittelwerte der Hilfsmerkmale im Haushalt ein R^2 von rund 95 %. Dies lässt vermuten, dass die Auswirkungen auf die Varianzschätzung gering sein werden. Eine weitere Antwort auf die Frage, ob das hier vorgeschlagene Vorgehen zu plausiblen Ergebnissen führt, bietet der Vergleich der Variationskoeffizienten der Schätzungen auf Basis des SUF mit den Schätzungen auf Basis der Originaldaten.

Tabelle 5 enthält hierzu die Ergebnisse der Regressionsschätzungen. Im Vergleich zur Veröffentlichung des Statistischen Bundesamtes (2006: S. 81)

wird mit der Designgewichtung im SUF (siehe Tab. 4) die Zahl der Erwerbslosen um 22 % unterschätzt (3.581.000 vs. 4.583.000). Der mit dem SUF geschätzte Gesamtwert liegt um lediglich 0,3 % darüber. Die geringfügige Abweichung kann mit der Substichprobenziehung und/ oder den nicht extra im SUF angepassten Hochrechnungsfaktoren zusammenhängen. Des Weiteren wird deutlich, dass sich die mit dem SUF geschätzten Variationskoeffizienten nur hinsichtlich des geringeren Stichprobenumfangs von denen der Schätzungen mit den Originaldaten unterscheiden. Das Verhältnis entspricht z. B. für deutsche Erwerbslose ($cv_{SUF}/cv_{MZ} = 0,75/0,63 = 1,2$) dem erwarteten Wert ($\sqrt{1/0,7} = 1,20$).

Tab. 5: Zahl der Erwerbslosen bei Regressionsschätzung

	SUF		$\hat{t}_{y,reg}/$	MZ	
Merkmal	Gesamtwert	cv (%)	$\hat{t}_{y,HT}$	Gesamtwert	cv (%)
Jahresdurchschnitt					
Insgesamt	4.597.878	0,72	1,3	4.583.000	
Deutsche	3.818.104	0,75	1,2	3.803.468	0,63
Ausländer	779.774	1,95	1,7	774.958	1,63
Quartalsergebnisse (Insgesamt)					
1. Quartal	4.702.373	1,51	1,5		
2. Quartal	4.653.052	1,40	1,3		
3. Quartal	4.551.995	1,44	1,3		
4. Quartal	4.484.086	1,35	1,1		

Quellen: Siehe Tab. 4.

Die Variationskoeffizienten der Zahl der Erwerbslosen insgesamt im Jahresdurchschnitt des SUF unterscheiden sich zwischen freier ($cv = 0,74$ %) und gebundener Hochrechnung ($cv = 0,72$ %) nur minimal. Der geringe Präzisionsgewinn war kaum anders zu erwarten, da die Hilfsmerkmale nicht stark mit dem Merkmal Erwerbslos korrelieren ($R^2 = 0,13$). Wie aber der Vergleich der Variationskoeffizienten für ausländische Erwerbslose im SUF bei Designgewichtung ($cv = 2,13$ %) und Regressionsschätzung ($cv = 1,95$ %) zeigt, kann die Reduktion des Stichprobenfehlers bei gebundener Hochrechnung höher ausfallen, wenn die Hilfsmerkmale stärker mit dem interessierenden Merkmal korrelieren (in diesem Fall: $R^2 = 0,19$).

Beim Jahresdurchschnitt führt die gebundene Hochrechnung im Vergleich zur Designgewichtung zu einer Hochgewichtung der Fallzahlen um 1,3 (insgesamt), bzw. bei Ausländern um 1,7. Bei Auswertungen des Mikrozensus 1996 lagen diese Faktoren noch bei 1,1 bzw. 1,6 (Rendtel und Schimpl-Neimanns

2001: S. 107). Zwar ist die Vergleichbarkeit aufgrund der Änderungen des Hochrechnungsverfahrens ab 2005 eingeschränkt, dennoch ist insgesamt seit der Einführung des Stichprobenplans ab dem Mikrozensus 1990 die Tendenz systematisch steigender Hochrechnungsfaktoren festzustellen. Dies korrespondiert damit, dass die Bevölkerungsfortschreibung als zentrale Basis der Hochrechnung des Mikrozensus mit wachsendem zeitlichen Abstand zur letzten Volkszählung zunehmend ungenauer wird (Statistisches Bundesamt 2008: S. 5). Die Veränderung der mittleren Hochrechnungsfaktoren zwischen dem 1. Quartal (1,5) und 4. Quartal (1,1) des Jahres 2005 weist auch auf Startschwierigkeiten bei der Umsetzung der unterjährigen Durchführung des Mikrozensus hin.

6 Varianzschätzung für Verhältniswerte mit Designgewichtung

In der Forschungspraxis werden häufig Verhältnis- oder Anteilswerte geschätzt, d. h. das Verhältnis der Gesamtwerte von zwei Merkmalen Y und Z .

$$(5) \quad \hat{R} = \hat{Y}/\hat{Z}$$

Bei Designgewichtung ist die Kovarianz der Zähler- und Nennermerkmale zu berücksichtigen. Die Varianzschätzung ist

$$(6) \quad \hat{V}(\hat{R}) = \frac{1}{\hat{Z}^2} \left\{ \hat{V}(\hat{Y}) - 2\hat{R}\hat{V}(\hat{Y}, \hat{Z}) + \hat{R}^2\hat{V}(\hat{Z}) \right\}.$$

Für die Varianzschätzung wird die Hilfsvariable (score variable) benutzt (Stata 2007: S. 155):

$$(7) \quad u_j(\hat{R}) = \frac{y_j - \hat{R}z_j}{\hat{Z}}.$$

Die Schätzung von Populationsmittelwerten kann gleichermaßen vorgenommen werden. In den meisten Fällen beziehen sich Mittelwerte auf eine Subpopulation. Bei dieser Schätzung für eine Teilmenge (Domain) der Grundgesamtheit durch die Stichprobe mittels einer Indikatorvariablen für die Zugehörigkeit zur Subpopulation ist lediglich \hat{Z} durch den (hochgerechneten) Umfang der Subpopulation \hat{N} im Nenner auszutauschen.

Der Einfachheit halber wird das obige Beispiel mit der Berechnung der Erwerbslosenquote fortgeführt. Die Erwerbslosenquote ist definiert als Anteil der Erwerbslosen (y) an den Erwerbspersonen (z).

Die Erwerbslosenquote liegt in dieser beispielhaften Auswertung im Jahresdurchschnitt insgesamt bei 11 %, für Ausländer dagegen bei 20 %. Der

Tab. 6: Erwerbslosenquote bei Designgewichtung

	SUF			MZ	
Merkmal	Anteil (%)	<i>cv</i> (%)	<i>DEFT</i>	Anteil (%)	<i>cv</i> (%)
Jahresdurchschnitt					
Insgesamt	11,1	0,69	1,16		
Deutsche	10,4	0,73	1,14	10,4	0,63
Ausländer	19,8	1,78	1,11	19,7	1,52
Quartalsergebnisse (Insgesamt)					
1. Quartal	11,5	1,44			
2. Quartal	11,3	1,38			
3. Quartal	10,8	1,40			
4. Quartal	10,8	1,34			

Quellen: Siehe Tab. 4.

Variationskoeffizient (*cv*) beträgt bei der Verhältnisschätzung 0,69 % (insgesamt; Ausländer: 1,78 %) und ist aufgrund der Kovariation zwischen Zähler- und Nennermerkmal geringer als der Variationskoeffizient bei der Schätzung des Gesamtwertes von Erwerbslosen in Tab. 4 (*cv* = 0,74 %). Die ab 2005 erstmals ermittelbaren unterjährigen Ergebnisse zeigen zwischen dem ersten und vierten Quartal eine leicht rückläufige Erwerbslosenquote von 11,5 % auf 10,8 %.

7 Varianzschätzung für Verhältniswerte mit Regressionsschätzung

Das Verhältnis zweier Gesamtwerte mit gebundener Hochrechnung kann wie in Abschn. 5 beschrieben geschätzt werden. Die Regressionsschätzungen sind für das Zähler- und für das Nennermerkmal durchzuführen. Da sowohl im Zähler- als auch im Nennermerkmal die gleichen Hilfsmerkmale verwendet werden, kann der Korrekturfaktor g_j wie oben gezeigt geschätzt werden. Ebenfalls ist das Gewicht w_j gleich.

Der Regressionsschätzer des Verhältniswertes ist (Särndal et al. 1997: S. 294 f.)

$$(8) \quad \hat{R} = \hat{Y}_r / \hat{Z}_r$$

mit

$$\hat{Y}_r = \sum_{j \in s} w_j y_j \quad \text{und} \quad \hat{Z}_r = \sum_{j \in s} w_j z_j.$$

Sowohl für das Zähler- als auch für das Nennermerkmal werden Regressions-schätzungen durchgeführt und die gewichteten Residuen als Hilfsvariablen bei der Varianzschätzung verwendet (siehe (4)).

$$u_{yj} = g_j \left(y_j - \mathbf{x}_j' \hat{\mathbf{B}} \right) = g_j (y_j - \hat{y}_j)$$

$$u_{zj} = g_j \left(z_j - \mathbf{x}_j' \hat{\mathbf{B}} \right) = g_j (z_j - \hat{z}_j)$$

Die für Verhältniswerte allgemeine Formel der Varianzschätzung (siehe (6)) wird auch hier eingesetzt (Särndal et al. 1997: S. 296). Im Unterschied zur Hilfsvariablen in (7) steht jedoch in (9) nicht der Gesamtwert des gewichteten Residuums (u_{zk}), sondern der gewichtete Gesamtwert des Nennermerkmals des Verhältniswertes \hat{Z} im Nenner.

$$(9) \quad u_j \left(\hat{R} \right) = \frac{u_{yj} - \hat{R}u_{zj}}{\hat{Z}}$$

Tab. 7: Erwerbslosenquote bei Regressionsschätzung

Merkmal	SUF		MZ	
	Anteil (%)	cv (%)	Anteil (%)	cv (%)
Jahresdurchschnitt				
Insgesamt	11,3	0,70		
Deutsche	10,4	0,74	10,3	0,63
Ausländer	20,6	1,83	20,4	1,53
Quartalsergebnisse (Insgesamt)				
1. Quartal	11,7	1,48		
2. Quartal	11,5	1,38		
3. Quartal	11,1	1,41		
4. Quartal	11,0	1,33		

Quellen: Siehe Tab. 4.

Tabelle 7 enthält die entsprechenden Schätzungen. Im Jahresdurchschnitt wird die Erwerbslosenquote bei gebundener Hochrechnung mit 11,3 % im Vergleich zur Designgewichtung (insgesamt: 11,1 %) geringfügig höher geschätzt, desgleichen die Variationskoeffizienten, die sich aber nicht wesentlich unterscheiden (geb. Hochrechnung: $cv = 0,70$ % vs. freie Hochrechnung: $cv = 0,69$ %; siehe Tab. 6). Dass keine Varianzreduktion auftritt (und tendenziell sogar eine schwache Zunahme zu beobachten ist), hängt damit zusammen, dass die Hilfsmerkmale in diesem Beispiel nicht zur statistischen Erklärung der Differenz ($y_j - \hat{R}z_j$) beitragen (siehe Särndal et al. 1997: S. 296).

8 Schluss

Ein wichtiges Gütekriterium der Scientific Use Files des Mikrozensus besteht darin, dass Forscher veröffentlichte Ergebnisse der statistischen Ämter replizieren können. Die Veröffentlichungen der amtlichen Statistik basieren i. d. R. auf einer gebundenen Hochrechnung, mit der die Fallzahlen des Mikrozensus an bekannte Populationsverteilungen angepasst werden. Bei Gewichtung des Scientific Use Files mit den darin enthaltenen Hochrechnungsfaktoren sind die geschätzten Gesamt- und Verhältniswerte weitestgehend vergleichbar zu amtlichen Veröffentlichungen. Auftretende Differenzen sind auf die Substichprobenziehung und Anonymisierung zurückzuführen und i. d. R. vernachlässigbar gering.

Der Stichprobenfehler ist ein weiterer wichtiger Indikator für die Beurteilung der Qualität von Schätzungen, die auf der Grundlage der Scientific Use Files durchgeführt werden. Im Zuge der Umstellung auf eine kontinuierliche Erhebung mit gleitender Berichtswoche wurde ab dem Mikrozensus 2005 auch das Hochrechnungsverfahren geändert. Die für den Mikrozensus bis 2004 verfügbaren Beispielpprogramme können damit nicht mehr eingesetzt werden. Für die Schätzung des Stichprobenfehlers enthalten die Daten zwar anonymisierte Informationen zum Stichprobendesign sowie zur Hochrechnung, jedoch sind vor allem aufgrund fehlender regional differenzierter Angaben Unterschiede zu den Schätzungen mit den Originaldaten zu erwarten. In diesem Beitrag wurde deshalb gezeigt, wie mit den Scientific Use Files des Mikrozensus ab 2005 Schätzungen durchgeführt werden können. Es hat sich gezeigt, dass die Auswirkungen der von den Schätzungen der amtlichen Statistik abweichenden Vorgehensweise gering sind, sodass Forscher in der Lage sind, selbst Schätzungen des Stichprobenfehlers vorzunehmen. Die Konstruktion der dafür benötigten arithmetischen Mittelwerte der Hilfsmerkmale im Haushalt ist mit einem gewissen Aufwand verbunden, kann aber vielfältig für weitere Schätzungen eingesetzt werden.¹

Das Analysepotenzial des Mikrozensus liegt nicht nur in der Verfügbarkeit sozioökonomischer Strukturdaten im Querschnitt, sondern die ab 1973 zugänglichen Scientific Use Files erlauben auch die Analyse von Strukturveränderungen, und entsprechende Trenddatenanalysen werden zunehmend durchgeführt. Die Überlappung von Erhebungseinheiten (partielle Rotation) ist mit dem methodischen Vorteil der Reduktion des Stichprobenfehlers bei der Untersuchung von Differenzen oder Veränderungsquoten von Populations-schätzungen verbunden. Dieser Vorteil kann gegenwärtig nicht genutzt wer-

¹Die hierzu unter <http://www.gesis.org/dienstleistungen/tools-standards/mikrodaten-tools/> bereitgestellten Programme für PASW bzw. SPSS, SAS und Stata können diesen einmaligen Aufwand verringern.

den. Damit dies möglich wird, wäre das Merkmal der Zugehörigkeit zur Rotationsgruppe im Scientific Use File bereitzustellen.

Vor dem Hintergrund offener methodischer Fragen im Kontext der Berücksichtigung von Haushaltsausfällen und spät antwortender Haushalten bei der Hochrechnung könnte die Bereitstellung des Quartals des Auswahlplanes und des Kompensationsgewichts im Scientific Use File dazu beitragen, dass auch vonseiten der akademischen Forschung Methodenstudien durchgeführt werden können.

Danksagung Wolf Bihler und Holger Breiholz haben insbesondere mit Erläuterungen zur Schätzung des Stichprobenfehlers bei den Originaldaten und durch die Bereitstellung von Ergebnissen dieser Schätzungen das Zustandekommen dieses Beitrags unterstützt. Hierfür sei ihnen an dieser Stelle gedankt. Gleichmaßen danke ich Siegfried Gabler und Ulrich Rendtel sowie den Gutachtern für wichtige Anregungen und konstruktive Kommentare.

Literatur

- [1] Afentakis A, Bihler W (2005) Das Hochrechnungsverfahren beim unterjährigen Mikrozensus ab 2005. *Wirtsch Stat* 10:1039-1048
- [2] Gabler S, Stenger H (2006) Systematische Primärauswahl mit Anwendungen in Wirtschafts- und Sozialstatistik. In: Brachinger HW, Hamerle A, Münnich R, Schweitzer W (Hrsg) *Wirtschaftsstatistik. Festschrift zum 65. Geburtstag von Professor Dr. Dr. h.c. mult. Eberhard Schaich*. Vahlen, München, pp 37-50
- [3] Heidenreich H-J (1994) Hochrechnung des Mikrozensus ab 1990. In: Gabler S, Hoffmeyer-Zlotnik JHP, Krebs D (Hrsg) *Gewichtung in der Umfragepraxis*. Westdeutscher Verlag, Opladen, pp 112-123
- [4] Herberger L (1985) Aktualität und Genauigkeit der repräsentativen Statistik der Bevölkerung und des Erwerbslebens. *Allg Stat Arch* 69:16-55
- [5] Körner T, Puch K (2009) Der Mikrozensus im Kontext anderer Arbeitsmarktstatistiken. Ergebnisunterschiede und ihre Hintergründe. *Wirtsch Stat* 6:528-552
- [6] Krug W, Nourney M, Schmidt J (2001) *Wirtschafts und Sozialstatistik. Gewinnung von Daten*, 6. völlig neubearbeitete und erweiterte Aufl. Oldenbourg, München

- [7] Meyer K (1994) Zum Auswahlplan des Mikrozensus ab 1990. In: Gabler S, Hoffmeyer-Zlotnik JHP, Krebs D (Hrsg) Gewichtung in der Umfragepraxis. Westdeutscher Verlag, Opladen, pp 106-111
- [8] Opfermann H, Grobecker C, Krack-Roberg E (2006) Auswirkung der Bereinigung des Ausländerzentralregisters auf die amtliche Ausländerstatistik. *Wirtsch Stat* 5:480-494
- [9] Rendtel U, Schimpl-Neimanns B (2001) Die Berechnung der Varianz von Populationsschätzern im Scientific Use File des Mikrozensus ab 1996. *ZUMA-Nachr* 48:85-116
- [10] Särndal C-E (2007) The calibration approach in survey theory and practice. *Surv Methodol* 33(2):99-119
- [11] Särndal C-E, Swensson B, Wretman J (1997) Model assisted survey sampling, korrigierte 4. Aufl. Springer, New York
- [12] Stata (2007) Stata Survey Data Reference Manual. Release 10. Stata Press, College Station
- [13] Statistisches Bundesamt (2006) Fachserie 1, Reihe 4.1.1, Bevölkerung und Erwerbstätigkeit, Stand und Entwicklung der Erwerbstätigkeit, Band 2: Deutschland. Ergebnisse des Mikrozensus 2005. Wiesbaden
- [14] Statistisches Bundesamt (2008) Qualitätsbericht Bevölkerungsfortschreibung. Wiesbaden. URL: <http://www.destatis.de/jetspeed/portal/cms/Sites/destatis/Internet/DE/Content/Publikationen/Qualitaetsberichte/Bevoelkerung/Bevoelkerungsfortschreibung,property=file.pdf>; letzter Zugriff: 11. 10. 2010
- [15] Statistisches Bundesamt (2009) Mikrozensus: Haushaltszahlen ab 2005. Wiesbaden. URL: <http://www.destatis.de/jetspeed/portal/cms/Sites/destatis/Internet/DE/Content/Wissenschaftsforum/MethodenVerfahren/Mikrozensus/MikrozensusHaushaltszahlen,property=file.pdf>; letzter Zugriff: 11. 10. 2010
- [16] Statistisches Bundesamt (2010) Fachserie 1, Reihe 3, Bevölkerung und Erwerbstätigkeit, Haushalte und Familien. Ergebnisse des Mikrozensus 2009. Wiesbaden
- [17] Steel DG, Clark RG (2007) Person-level and household-level regression estimates in household surveys. *Surv Methodol* 33(1):51-60