

Die Bedeutung und Auswirkungen der Fehlerrechnung auf Ergebnisse des Mikrozensus bei kleinräumigen Verwaltungseinheiten am Beispiel des Landes Brandenburg

Diese Arbeit hat zum Ziel, den Fehler der Stichprobenerhebung des Mikrozensus zu erfassen und zu analysieren. Eine Fehlerrechnung für Deutschland wurde schon durchgeführt. Der Beitrag zielt dabei auf die Möglichkeiten der geografischen Regionalisierbarkeit der Daten und der Entwicklung des Fehlers für regionalisierte Ergebnisse. Dabei wird geklärt, welche Schätzer und welche Methodik dem Mikrozensus zugrunde liegen. Um also dem Thema der Arbeit gerecht zu werden, müssen einige Fragen beantwortet werden: Sind Hochrechnungen für tief gegliederte Daten auch bei regionaler Gliederung fehlerbehaftet? Wie wirkt sich eine Gliederung in regionaler und fachlicher Richtung gleichzeitig aus? Ist das Hochrechnungsfahren und die damit verbundene Fehlerrechnung in untergliederten regionalen Einheiten, gerade in Brandenburg, noch nutzbar? Welche Unterteilungen der Bevölkerung gilt es zu berücksichtigen und wie ist deren Einfluss auf die Fehlerrechnung?

Viele Regierungsentscheidungen in Deutschland, vor allem in Bezug auf Finanzen, Förderprogramme, städtebauliche Maßnahmen u.a., werden bestimmt durch die Anzahl von Menschen in einer Region oder der Anzahl von Personen mit einer gewissen Eigenschaft. Da aber, vor allem aufgrund des Datenschutzes, nicht alle Bevölkerungszahlen bekannt und jährliche Erhebungen wegen des finanziellen Aufwandes nicht durchführbar sind, wurde der deutsche Mikrozensus ins Leben gerufen. Der Mikrozensus ist eine gesetzlich geregelte Repräsentativstatistik über die Bevölkerung und den Arbeitsmarkt sowie die Wohnsituation der Haushalte.

Die statistische Erhebung des Mikrozensus hat das Ziel, in regelmäßigen Abständen Eck- und Strukturdaten über verschiedene Bevölkerungsaspekte zu veröffentlichen. Es werden Informationen über die

- wirtschaftliche und soziale Lage,
- schulische und berufliche Qualifikation,
- Erwerbsbeteiligung,
- Gesundheit,
- Wohnsituation sowie
- Haushalts- und Familienstruktur der Bevölkerung bereitgestellt.

Vor allem die Regierung, die Wissenschaft, aber auch die Öffentlichkeit, hat einen hohen Nutzen

an den Mikrozensusergebnissen. Wie man weiß, werden immer wieder Statistiken zur Arbeitskräfteverteilung in den einzelnen Wirtschaftszweigen sowie auch zum Bildungsniveau in verschiedenen Altersklassen erfragt. Jedoch gibt es neben dieser fachlichen Gliederungstiefe auch sehr viele regional spezifizierte Anfragen. Tief regionalisierte Daten werden zur Erstellung von Vorhersagen und für die Finanzzuweisung benötigt. Außerdem sind sie notwendig, um regionale Besonderheiten (vor allem) zu Entscheidungen der Infrastruktur zu berücksichtigen und verschiedenste Prognosen zu erstellen. In der

Statistik ist es, um repräsentative Aussagen zu treffen, notwendig, einen gewissen Stichprobenumfang sowie auch eine möglichst zufällige Auswahl der Befragten sicherzustellen. Mit zunehmender fachlicher Gliederungstiefe nimmt aber das Regionalisierungspotenzial der Daten ab, da die Stichproben in beiden Fällen künstlich verkleinert werden und somit der Stichprobenfehler steigt.

Werden Daten für ganz Brandenburg erfragt, so sind diese Anfragen recht schnell zu bearbeiten und es ergeben sich hier selten Probleme. Auch spezifiziertere Anfragen werden mit Hinweisen zur Genauigkeit in fachlicher Tiefe veröffentlicht. Für einzelne Regionen von Brandenburg werden von der amtlichen Statistik Informationen zur sozialen Lage, der Wohnsituation und der Familienstruktur herausgegeben. Wird allerdings eine gewisse Bevölkerungszahl unterschritten, so hat man stets dem Unsicherheitsfaktor nachgegeben und die Anfragen abgelehnt. Es gab bislang keine vorgegebene Grenze für dieses Vorgehen, es wurde nur von der einfachen Prämisse ausgegangen, dass unter 5000 Fällen nicht veröffentlicht wird. Ein solches Vorgehen ist jedoch nur unzureichend wissenschaftlich und mathematisch untermauert.

Diese Arbeit hat zum Ziel, den Fehler der Stichprobenerhebung des Mikrozensus zu erfassen und zu analysieren. Eine Fehlerrechnung für Deutschland wurde schon durchgeführt. Der Beitrag zielt dabei auf die Möglichkeiten der geografischen Regionalisierbarkeit der Daten und der Entwicklung des Fehlers für regionalisierte Ergebnisse. Dabei wird geklärt, welche Schätzer und welche Methodik dem Mikrozensus zugrunde liegen. Um also dem Thema der Arbeit gerecht zu werden, müssen einige Fragen beantwortet werden:

- Sind Hochrechnungen für tief gegliederte Daten auch bei regionaler Gliederung fehlerbehaftet?
- Wie wirkt sich eine Gliederung in regionaler und fachlicher Richtung gleichzeitig aus?
- Ist das Hochrechnungsfahren und die damit verbundene Fehlerrechnung in untergliederten regionalen Einheiten, gerade in Brandenburg, noch nutzbar?
- Welche Unterteilungen der Bevölkerung gilt es zu berücksichtigen und wie ist deren Einfluss auf die Fehlerrechnung?

Werden Statistiken wie der Mikrozensus angefertigt, so haben sie als Ziel, aufschlussreiche Informationen über die erhobenen Bereiche zu liefern. Um das zu bewerkstelligen, werden die erhobenen Personen

oder Vorgänge in der Stichprobe als eine Einheit aufgefasst, welche mehrere Personen oder Vorgänge mit den gleichen Eigenschaften repräsentieren. Die Hochrechnung soll genau das erreichen. In einer Stichprobe, welche 10 % der Personen in der Grundgesamtheit N erfasst, steht jede Person für 10 Personen mit der gleichen Eigenschaft in der Grundgesamtheit. Wird genau 1 % erfasst, so repräsentiert die erhobene Person 100 Menschen mit diesen Eigenschaften. Normale Erhebungen von Umfrage- und Erhebungsinstituten erfassen meist einen sehr viel kleineren Anteil, wenn man die gesamte deutsche Bevölkerung als Grundgesamtheit voraussetzt. Jedoch werden meist nur gezielt die Personen rausgesucht, welche von vornherein ein gewisses Eigenschaftsmuster erfüllen, beispielsweise Käufer eines bestimmten Produktes im Supermarkt oder Wähler in einem bestimmten Wahlkreis. Damit ist es eigentlich nicht möglich, eine genaue Hochrechnung für die gesamte Bevölkerung Deutschlands aufzustellen. Der Mikrozensus erfasst Personen unabhängig von Eigenschaften zufällig mit gewissen Restriktionen an die Auswahlmethodik. Damit hat der Mikrozensus drei Eigenschaften, welche ihn wesentlich genauer machen, als Erhebungen privater Erhebungsinstitute:

- Es wird die gesamte Bevölkerung als 1%-Stichprobe erfasst, es werden keine einzelnen regional oder fachlich getrennten Gruppen erfasst.
- Es liegt Antwortpflicht vor, eine Freiwilligkeit würde beeinflussbar sein durch die jeweilige soziale Schicht und es gäbe sogar die Möglichkeit der Manipulierbarkeit.
- Der Mikrozensus wird staatlich geregelt und betreut und unterliegt europäisch einheitlichen Standards.

Wird eine Stichprobe an die Grundgesamtheit hochgerechnet, so können verschiedene Verfahren angewendet werden, um zum einen die Hochrechnung trotz teilweise geringem Auswahlatz recht genau zu machen und zum anderen gewisse Antwortausfälle auszugleichen. Eine Hochrechnung basiert auf Schätzfunktionen, welche anhand des Auswahlatzes und weiterer Eigenschaften ein möglichst repräsentatives Abbild der Gesamtheit aus der Stichprobe erschaffen. Das Ergebnis der Hochrechnung ist der nach den Merkmalswerten gegliederte Totalwert. Dieser kann als Gesamtpopulation einer gewissen Bevölkerungsgruppe oder einer fachlich oder regional abgegrenzten Personengruppe aufgefasst werden. Allerdings gibt es immer eine gewisse Wahrscheinlichkeit, in der Hochrechnung einen Fehler zu machen. Hier wird der Zufallsfehler und der systematische Fehler unterschieden. Zufallsfehler sind Abweichungen vom Mittelwert, welche aber berechenbar sind. Nimmt man als Beispiel die Stadt Frankfurt (Oder), und nimmt man an, man erfasst in einer 1%-Stichprobe einen Goldschmied, dann würde die Hochrechnung ein Vorkommen von 100 Goldschmieden in Frankfurt (Oder) ermitteln. Und da sicherlich keine 100 Goldschmiede in einer Stadt mit weniger als 100 000 Einwohnern existieren könnten, muss hier ein Fehler vorliegen. Deshalb gibt es zur Hochrechnung auch immer eine Fehlerrechnung. Die Fehlerrechnung gibt den Fehler an, welcher bei

einer Hochrechnung zu erwarten ist. Da allerdings der Fehler auch nicht genau bekannt ist, wird auch dieser mit einer Schätzfunktion geschätzt.

Der systematische Fehler entsteht durch Antwortausfälle oder durch Fehler der Erhebungsbeauftragten (Interviewer). Antwortausfälle werden hervorgerufen durch Verzögerungen bei der Teilnahme oder durch Verhinderungen der befragten Person. Fehler durch Erhebungsbeauftragte können viele Gründe haben. Im Mikrozensus kann die Befragung per Interview, per Telefongespräch oder aber schriftlich stattfinden. Werden nun beispielsweise bei der schriftlichen Teilnahme Daten des Antwortbogens falsch verstanden oder gelesen, so kommen diese Daten auch falsch in die Statistik. Da solche systematischen Fehler jedoch sehr selten vorkommen und kaum berechenbar sind, werden diese für die Hochrechnung vernachlässigt.

Im Mikrozensus wird der Standardfehler als Maß für den Zufallsfehler geschätzt und dieser genutzt, um ein Intervall zu finden, in dem mit einer vorgegebenen Wahrscheinlichkeit der gesuchte Totalwert der Grundgesamtheit X liegt. So befindet sich besagter Wert mit 95 % Wahrscheinlichkeit im Bereich des zweifachen Standardfehlers, dem sogenannten Konfidenzintervall, um den hochgerechneten Wert. Hat man also aus einer Bevölkerungsstichprobe einen gewissen Wert als Totalwert für ein bestimmtes Merkmal errechnet, so ist dieser nicht als festes Ergebnis der gesamten Bevölkerung anzusehen, sondern als eine Näherung. Nimmt man nun noch die vorhandenen Abweichungen der Werte vom Totalwert hinzu, kann man ein Intervall bestimmen, welches dann mit einer gewissen Wahrscheinlichkeit den wahren Totalwert der gesamten Bevölkerung enthält.

In einer einfachen Zufallsstichprobe, in der beispielsweise von 1 000 Menschen 10 Personen völlig zufällig gezogen werden, ist dieses Intervall relativ leicht zu ermitteln. Eine solche Stichprobe ist aber für die Bevölkerungszahl von Deutschland zu kostenintensiv und muss durch verschiedene Verfahren verbessert werden [1; S. 1040].

Ein Verfahren ist die Unterteilung der Stichprobe in Auswahlbezirke, sogenannte Klumpen, welche als Stichprobe aufgefasst werden, und wenn ein Bezirk in die Stichprobe kommt, ist jedes Element des Auswahlbezirks in der Stichprobe. Die Klumpen werden dann nach ihrer Größe geschichtet.

Die „Designelemente“ Schichtung und Anordnung der Auswahlbezirke sowie Klumpung der Erhebungseinheiten in den Auswahlbezirken bilden zusammen den sogenannten Designeffekt. Mit Hilfe des Designeffekt-Faktors wird der Einfluss dieser Faktoren auf die Präzision von Erhebungsergebnissen gemessen. Er gibt das Verhältnis des Standardfehlers für ein Tabellenfeld unter Berücksichtigung von Schichtung und Klumpung zu einem Standardfehler an, wie er sich ergeben würde, wenn eine einfache Zufallsauswahl vorläge. Eine Schichtung der Stichprobe verringert meist den Stichprobenfehler und eine Klumpung erhöht diesen. Der mathematisch ermittelte Wert des Designeffekts hat Einfluss auf das Konfidenzintervall. Im Allgemeinen liegt der Designeffekt zwischen 1 und 2 und wird als Multiplikator an den Standardfehler im Konfidenzintervall gehängt.

Somit kann bei nicht vorhandenem Designeffekt das Konfidenzintervall im Vergleich zur Zufallsauswahl ohne Klumpung und Schichtung gleich bleiben, jedoch ein starker Designeffekt das Intervall verdoppeln.

Hochrechnung im deutschen Mikrozensus

Im deutschen Mikrozensus wird eine Kombination aus Schichtung und Klumpung für das Stichprobendesign verwendet. Um die 1%-Stichprobe zu erhalten, wurde ab 1990 als Auswahlgrundlage die Volkszählung 1987 in den alten Bundesländern und das Bevölkerungsregister Statistik in den neuen Bundesländern genutzt. Da gesetzlich vorgegeben nur die Zahl der Wohnungen und Personen, gegliedert nach Gemeinde, Straße und Hausnummer, verwendet werden konnten, wurden Haushalte in verschiedene Gebäudegrößenklassen unterteilt. Häuser mit bis zu vier Wohnungen wurden in sogenannten Auswahlbezirken mit zwölf Haushalten zusammengefasst, Häuser mit fünf bis zehn Wohnungen wurden zu eigenen Auswahlbezirken und Häuser mit mehr als zehn Wohnungen wurden in Auswahlbezirke aus jeweils sechs Wohnungen etagenweise unterteilt. Diese Auswahlbezirke bildeten somit jeweils einzelne Klumpen, welche nach ihrer Größe geschichtet wurden. Die drei Schichten stellen Gebäudegrößenklassen mit der oben genannten Unterteilung dar. Zusätzlich wurde eine Sonderschicht gebildet, bestehend aus vermuteten Gemeinschaftsunterkünften für die Fälle, dass ein bewohntes Gebäude keine Wohnung enthielt oder die Anzahl der in dem Gebäude wohnenden Personen mindestens $4(k+4)$ ($k \geq 1$: Zahl der Wohnungen des Gebäudes) betrug. Die Bevölkerung in der Sonderschicht wurde über die Anfangsbuchstaben der Familiennamen in Auswahlbereichen mit der Richtgröße 15 Personen eingeteilt. Die höhere Klumpengröße in der ersten Schicht war notwendig, um Interviewerkosten zu sparen. Die Gebäude in dieser Schicht sind nämlich überwiegend in ländlichen Gebieten mit großem Wegaufwand für Interviewer vertreten. Die negative Auswirkung der höheren Klumpengröße auf die Nachweisgenauigkeit der Ergebnisse wird dadurch gemildert, dass die Streuung der Klumpengröße in dieser Schicht relativ kleiner ist als in anderen Schichten. Da die Klumpen der anderen Schichten vorwiegend in Städten mit dichterem Bebauung und kurzen Wegen vorkommen, machen sie sich bezüglich des Kostenaufwandes weniger bemerkbar.

Eine jährliche Aktualisierung der Auswahl erfolgt bisher über die Meldung der Bautätigkeitsstatistik in Deutschland. Mit einer gewissen Modifikation werden Gebäude nach den obigen Größenklassen in Auswahlbezirke unterteilt. Die Modifikation bewirkt, dass die Auswahlbezirke aus allen Gebäudegrößenklassen annähernd gleich groß sind. Sie werden dann in einer weiteren Schicht, der Neubauschicht, zusammengefasst. Die systematische Auswahl mit Zufallsstart erfolgte kontinuierlich über die Jahre hinweg, wobei die Auswahlbezirke primär nach Aktualisierungsjahr und sekundär nach regionalen Gesichtspunkten sortiert wurden. Der Zufallsstart wurde also nur einmal, im ersten Aktualisierungsjahr 1990, festgelegt. Neubaubezirke der Folgejahre wurden

einfach an die Kette der Neubaubezirke der Vorjahre angehängt. Rotationsviertel wurden ebenfalls systematisch mit Zufallsstart ermittelt.

Eine regionale Schichtung erfolgt anhand der NUTS-Regionen (Nomenclature des unités territoriales statistiques, Systematik der Gebietseinheiten für die Statistik) der Europäischen Union und anhand der Bundesländer.

Die Hochrechnung für den Mikrozensus erfolgt seit 2005 quartalsweise, um schneller präzisere Ergebnisse zu liefern. Möglich ist die quartalsweise Hochrechnung durch die unterjährige Erhebungsform des aktuellen Mikrozensus. Durchgeführt wird die Hochrechnung in den jeweiligen Statistischen Landesämtern. Das genutzte Hochrechnungsverfahren ist gebunden an sogenannte Eckdaten der Bevölkerungsfortschreibung in Deutschland.

Die Methodik der Hochrechnung ist in [1] genau ausgeführt.

Die gebundene Hochrechnung passt sich an die Daten der laufenden Bevölkerungsfortschreibung an, von denen angenommen wird, dass sie korrekt sind. Die regionale Schichtung, die Einteilung in Gebäudegrößenklassen sowie deren Schichtung werden in der Fehlerrechnung berücksichtigt. Es ist bekannt, dass diese geschichtete Klumpung den Fehler der Hochrechnung erhöht. Doch gibt es einen Weg, die Designeffektelemente Schichtung und Klumpung schon in der Hochrechnung zu beachten? Aktuell gibt es dafür kein hinreichend untersuchtes Verfahren. Eine Möglichkeit wäre, ähnlich wie die Zusammenfassung der Personenhochrechnungsfaktoren zu Haushaltshochrechnungsfaktoren, jeden Auswahlbezirk einzeln hochzurechnen. Diese werden dann an die Eckdaten der einzelnen Schichten hochgerechnet und die jeweils gebundenen Hochrechnungen der einzelnen Schichten werden für jedes Bundesland zusammengefasst. Die Kompensation erfolgt auf zwei Ebenen, einmal zur Berücksichtigung der Antwortausfälle, zum anderen zur Sicherung der Repräsentativität der einzelnen Auswahlbezirke. Somit könnte schon bei der Hochrechnung beispielsweise die Untererfassung der Ausländer in einigen Regionen abgefangen werden. Die Durchführung einer solchen Hochrechnung hat jedoch einige Hindernisse. So ist es mit dem aktuellen Auswahlplan nicht möglich, Eckdaten der einzelnen Schichten genau zu erfassen. Diese müssten extern bezogen werden, jedoch wird die Schichtbildung intern für den Mikrozensus durchgeführt. Damit würde nur eine Vollerhebung ansatzweise Daten für diese Eckwerte liefern. Jede zeitliche Veränderung führt zu einer Änderung der gewünschten Daten und macht die gebundene Hochrechnung damit unmöglich. Ein weiteres Problem ist die Fehlerrechnung zu diesem Hochrechnungsverfahren. Die Hochrechnung wird unterteilt in mehrere Schritte und somit müsste auch die Fehlerrechnung einzeln für jeden dieser Schritte durchgeführt werden. Eine Fehlerrechnung würde dann nur auf den Auswahlbezirken innerhalb der Schichten basieren, was wiederum eine wesentlich kleinere Stichprobengröße simulieren würde. Die Haushalte innerhalb der Auswahlbezirke werden dabei vernachlässigt. Aus diesen Gründen ist genanntes Verfahren nicht durchführbar.

Die Fehlerrechnung für den deutschen Mikrozensus

Ein Stichprobenumfang von 1% der Haushalte soll dem Mikrozensus eine differenzierte Analyse auch von kleinen Bevölkerungsgruppen ermöglichen. Die Abnehmer der Erhebung in Politik und Wirtschaft verlassen sich auf Mikrozensusergebnisse wegen des hohen Auswahlsatzes sowie des geringen Unit-Non-response. Die Fehlerrechnung einer Erhebung wie dem Mikrozensus unterscheidet Stichprobenfehler und systematische Fehler ("non sampling error"). Der Stichprobenfehler wird umso größer, je kleiner der Auswahlsatz bzw. Stichprobenumfang ist. Der systematische Fehler steigt mit zunehmendem Stichprobenumfang sowie mit zunehmender Komplexität des Fragenprogramms (vgl. [6], S. 174). Systematische Fehler können beispielsweise durch Befragungsausfälle, Erinnerungsfehler, Untererfassung und Codierfehler entstehen. Hier soll jedoch nur der Stichprobenfehler berücksichtigt werden (siehe oben).

Populationsschätzungen werden nach regionalen und fachlichen Faktoren gliedert. Eine fachliche Gliederung erhält nach der allgemeinen Fehlerrechnung durch das Statistische Bundesamt eine untere Grenze der Besetzungszahlen für die Bundesländer von 5 000 Personen. Das heißt, wenn eine fachlich spezifizierte Anfrage 50 Fälle in der Stichprobe unterschreitet, werden die Zahlen wegen eines zu großen Fehlerisikos nicht herausgegeben. Tabellenfelder mit Werten zwischen 5 000 und 10 000 werden wegen ihrer eingeschränkten Aussagekraft geklammert. Jedoch gibt es neben dieser fachlichen Gliederungstiefe auch sehr viele regional spezifizierte Anfragen. Werden nun allerdings Daten benötigt, die hinsichtlich beider Eigenschaften stark spezifiziert sind, ergeben sich große Risiken. So nimmt mit zunehmender fachlicher Gliederungstiefe das Regionalisierungspotenzial der Daten ab, da die Stichproben in beiden Fällen künstlich verkleinert werden und somit der Stichprobenfehler steigt.

Der aktuelle Mikrozensus basiert nicht mehr auf einer festgelegten Berichtswoche im Jahr. Die Stichprobe wird seit 2005 auf alle Wochen des Jahres verteilt. Die Vorteile sind saisonale Unabhängigkeit der Einkommens- und Erwerbssituation und der geringere Personalaufwand gegenüber einer Kompletterhebung in einer einzelnen Woche im Jahr. Ein weiterer Vorteil ist die unterjährige Verfügbarkeit der Daten. Aktuell werden die Ergebnisse des Mikrozensus, quartalsweise gebunden an bestimmte Fristen, von den Statistischen Landesämtern an das Statistische Bundesamt übermittelt und dieses veröffentlicht die anonymisierten Daten dann spätestens 90 Tage nach Ende des interessierenden Quartals. Das hat jedoch Nachteile in Bezug auf die Fehleranfälligkeit zur Folge. So wird die Hochrechnung auf Basis von nur einem Viertel der gesamten Daten durchgeführt und damit sinkt die Ziehungswahrscheinlichkeit einer Person auf 0,25 %. Auch die Fehlerrechnung berücksichtigt die Unterjährigkeit.

Im Mikrozensus wird neben einer gebundenen Hochrechnung und der dazugehörigen Fehlerrechnung grundsätzlich auch eine Fehlerrechnung zur freien Hochrechnung ohne Eckdaten durchgeführt. Das hat die Bewandnis, dass Schichtgrenzen nicht

bekannt sind und auch nicht direkt ermittelt werden können. So ist speziell die Schicht 4 der Heimbewohner einer stetigen Änderung unterworfen, welche nicht erfasst werden kann. Die freie Hochrechnung gibt nun Anhaltspunkte, wie stark die unerfasste Änderung der Struktur der Schicht ist, das heißt, wie stark die Hochrechnungsfaktoren durch die meistens vorkommende Untererfassung ansteigen. Es werden beispielsweise Seniorenheime gebaut, von der Neubaustatistik aber nur als normale Neubauten erfasst. Auch ein Abgleich der Daten mit Versicherungen ist aufgrund der privaten Einrichtungen dieser Art wenig hilfreich. Bei der freien Hochrechnung geht man von einem Zufallsexperiment ohne Zurücklegen aus. Die freie Hochrechnung nutzt im Gegensatz zur gebundenen Hochrechnung keine externen Informationen oder Eckwerte. Es wird nur das Stichprobendesign mit den Designelementen Schichtung und Klumpung verarbeitet.

Die eigentliche gebundene Fehlerrechnung unter Berücksichtigung der Designelemente ist nachzulesen bei [2].

Da die Fehlerrechnung für jeden einzelnen Merkmalswert nach obigem Verfahren recht aufwändig und nicht für jede der Tabellen geeignet ist, wird durch Regressionsanalyse untersucht, ob der Zufallsfehler mit dem Wert des hochgerechneten Tabellenfeldes zusammenhängt. Der Zufallsfehler wird dabei in Abhängigkeit von dem hochgerechneten Tabellenfeld gesetzt. Lässt sich ein ausreichend guter Zusammenhang finden, kann der Zufallsfehler für Ergebnisse, für die keine eigene Fehlerrechnung durchgeführt wurde, nach dem Verfahren der generalisierten Varianzfunktionen abgeschätzt werden. Nach den Überlegungen von Bihler im Statistischen Bundesamt entstand das Modell:

$$V_g = \beta \sqrt{\frac{1}{\hat{n}_g} - \frac{1}{bev}}$$

V_g = Standardfehler für Tabellenfeld g ,

\hat{n}_g = geschätzte Besetzungszahl des Tabellenfeldes g ;

bev = Bevölkerung des betrachteten regionalen Gebietes

Mittels Regression wurde das β für deutsche auf 11,62531 und für nichtdeutsche auf 13,92822 geschätzt.

Bei der Hochrechnung der Erhebung des Mikrozensus spielen die Programme SAS und Bascula eine große Rolle. SAS wird zum einen für einige Hochrechnungsschritte zur einfachen und schnellen Verarbeitung und zum anderen für die Fehlerrechnung der Ergebnisse verwendet. Die Datensätze werden geschichtet in den einzelnen Landesämtern gesammelt und danach an das Statistische Bundesamt gesendet. Eine Hochrechnung auf Landesebene erfolgt nun in den Landesämtern und eine Hochrechnung auf Bundesebene im Statistischen Bundesamt. Dazu werden die Hochrechnungs- und Kompensationsfaktoren mit Hilfe der genannten Programme ermittelt und an die Datensätze angehängt und dann erfolgt die Hochrechnung für erfragte Tabellenfelder aus den Datensätzen. Zur Kontrolle werden die Ergebnisse des Bundes und der Länder miteinander abgeglichen. Die Fehlerrechnung erfolgt mittels eines Softwaremoduls für SAS von Statistics Schweden.

Tab.1 **Ergebnis der Regressionen der relativen Standardabweichungen für jeweils 30 Tabellenfelder bezogen auf Brandenburg anhand der Daten des Mikrozensus von 2008**

Gebietsart — Gebiet	Bevölke- rung insgesamt	$\hat{\beta}$	Relativer Fehler der Regression	Bevölke- rungs- anteil ¹
			%	
Land				
Brandenburg.....	2 516 811	13,2867	2,79	0,86
NUTS-II				
Nord-Ost ²	1 138 058	13,3053	2,44	0,87
Süd-West ²	1 378 753	13,0001	3,60	0,86
Anpassungsschicht				
Prignitz-Oberhavel.....	390 466	12,0422	2,38	0,91
Uckermark-Barnim.....	309 353	13,2742	3,26	0,84
Oderland-Spree.....	438 239	13,4363	2,34	0,84
Havelland-Fläming.....	745 754	12,7566	4,75	0,88
Lausitz-Spreewald.....	633 000	12,2452	3,74	0,84
Kreisfreie Stadt				
Brandenburg a. d. Havel	72 322	12,7047	3,92	0,83
Cottbus.....	101 484	11,6032	3,32	0,84
Frankfurt (Oder).....	63 302	13,7129	4,37	0,88
Potsdam.....	152 670	14,5257	7,37	0,90
Kreis				
Barnim.....	176 850	13,4146	3,85	0,86
Dahme-Spreewald.....	161 178	10,7202	4,39	0,81
Elbe-Elster.....	115 206	10,7718	3,88	0,92
Havelland.....	154 889	11,5148	3,75	0,85
Märkisch-Oderland.....	191 079	12,5111	2,45	0,86
Oberhavel.....	201 885	12,0191	3,64	0,94
Oberspreewald-Lausitz..	124 897	10,8818	5,63	0,85
Oder-Spree.....	186 058	12,9145	3,71	0,82
Ostprignitz-Rupin.....	104 528	13,0667	1,86	0,91
Potsdam-Mittelmark.....	204 000	12,0127	3,02	0,92
Prignitz.....	84 053	10,7449	4,62	0,82
Spree-Neiße.....	130 235	12,7256	6,16	0,79
Teltow-Fläming.....	161 872	11,9940	4,31	0,86
Uckermark.....	132 503	10,7594	3,97	0,83

1 Gemeint ist hier der reale Auswahlsatz, d. h. der jeweilige Anteil der Stichprobe an der Gesamtbevölkerung.

2 nach den europäischen NUTS-II-Regionen

Das Programm Bascula wird primär zur Ermittlung von Dämpfungsfaktoren des Regressionsschätzers in der Hochrechnung verwendet. Dabei wird ein sogenannter Bounding-Algorithmus nach [14] mit Bascula implementiert.

Praktische Untersuchung des Standardfehlers der Mikrozensus-Daten in Brandenburg

Unterschiedliche Bundesländer haben aufgrund verschiedener Einflüsse unterschiedliche Eigenschaften, welche nicht vernachlässigt werden können. Aus diesem Grund wird die Fehlerrechnung für Deutschland mit den Daten der einzelnen Bundesländer für jedes Bundesland separat durchgeführt. Die Hochrechnung an Eckdaten der Bundesländer, geschichtet nach Nationalität, Geschlecht, Altersgruppe und Erwerbstyp, wird genau wie die Fehlerrechnung für das gleiche Tabellenfeld letztendlich zusammengeführt und ausgegeben. Anhand dieser Rechnung können Daten für einzelne Länder auch gesondert abgerufen werden. Die Eckdaten werden jeweils einzeln aus verschiedenen Quellen, vor allem aus der laufenden

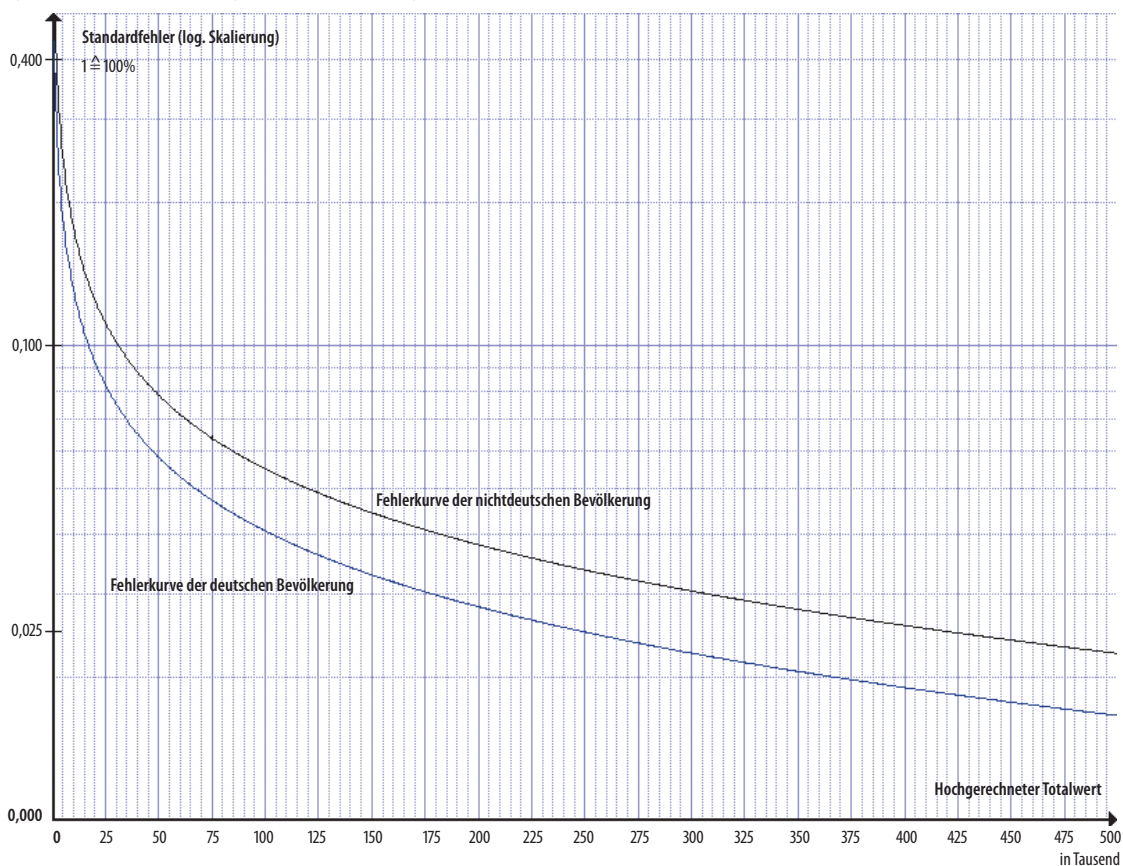
Bevölkerungsfortschreibung, errechnet. Diese Berechnungen basieren teilweise auf Schätzungen, da die Aktualität des Mikrozensus vor allem auf Quartalsebene dazu führt, dass man nicht immer Zugriff auf die neuesten Daten der Bevölkerungsfortschreibung hat. Die Berechnung der Eckdaten unterliegt im Statistischen Bundesamt einer anderen Abteilung und wird mit Fristen an die Bearbeiter der Hoch- und Fehlerrechnung weitergereicht. Bei der Bearbeitung dieser Untersuchung konnte aufgrund der zeitlichen und ressourcenbezogenen Grenzen im Amt für Statistik Berlin-Brandenburg Standort Cottbus nicht auf diese Schritte zurückgegriffen werden und daher wurde die Fehlerrechnung anhand der vorliegenden Methodenbeschreibungen selbst in SAS eingearbeitet. Aus diesem Grund, und weil eine Hoch- und Fehlerrechnung auf Ebene der Anpassungsschichten und Kreise, wie sie hier durchgeführt wurde, zu geringe Besetzungszahlen in den einzelnen Tabellenfeldern hervorruft, konnte eine Untergliederung in weitere Schichten, wie es in der gesamtdeutschen Fehlerrechnung gemacht wurde, nicht durchgeführt werden.

Um die eigentlichen Auswirkungen der Regionalisierung auf die Fehlerrechnung zu verstehen, ist es notwendig, eine Unterteilung der Bundesergebnisse vorzunehmen. Die Bundesergebnisse sind regional schon auf Ebene der Länder geschichtet, mit dem Hauptgrund der Unterteilung der Datenerfassung und Aufbereitung auf die Statistischen Landesämter. Da diese Arbeit im Amt für Statistik Berlin-Brandenburg durchgeführt wurde, lagen die Datensätze für diese Bundesländer direkt vor. Somit konnte eine erste Unterteilung für das Bundesland Brandenburg bereits durchgeführt werden. Für das Untersuchungsziel ist Berlin als Stadtstaat nicht ergiebig genug, da die meisten Bundesländer in Deutschland Flächenländer sind und hier im Mittel andere Wohngegebenheiten vorliegen als in den Ländern der Stadtstaaten. Da Brandenburg das nach Mecklenburg-Vorpommern am dünnsten besiedelte Bundesland ist, stellt es die unterschiedlichen Auswirkungen von ländlich geprägten Gebieten und Städten recht gut dar.

Die Unterteilung wird auf mehreren Stufen durchgeführt. Zuerst wird die Fehlerkurve auf Ebene des Bundeslandes berechnet. Danach wird die Einteilung Brandenburgs auf die Teilgebiete Nord-Ost und Süd-West untersucht, den NUTS-II-Regionen nach der offiziellen europäischen Einteilung. Der nächste Unterteilungsschritt erfolgt auf Ebene der sogenannten Anpassungsschichten. Einen letzten Schritt stellen die 18 Kreise in Brandenburg dar. Die Einwohnerzahlen variieren in den Ebenen der Unterteilung und in den Teilgebieten selbst. Für jede dieser Unterteilungen sind Eckdaten vorhanden, weswegen die Fehlerrechnung analog zum Modell von Bihler durchgeführt werden kann. Die Einteilung soll letztendlich dazu dienen, anhand der jeweiligen Fehlerkurven zuerst eine grobe Entwicklung abzulesen und danach eine genaue Berechnung der Fehlerkurven in Abhängigkeit von den Gebietseinwohnerzahlen mittels Regression zu ermitteln. Auch eine genaue Untersuchung der Ergebnisse wird danach durchgeführt.

Beim vom Statistischen Bundesamt genutzten Programm zur Ermittlung des Standardfehlers wird

Abb. 1 Darstellung der BRB Kurven (Deutsche, Personen mit nichtdeutscher Staatsangehörigkeit, gesamte Bevölkerung) in Brandenburg



auf eine von Statistics Schweden erstellte SAS Routine namens CLAN zurückgegriffen, die weitläufig einsetzbar ist. Zuerst werden die zu berechnenden Merkmalswerte im Datensatz ausgelesen und direkt in ein passendes Format umgewandelt. Danach werden Schichtgrenzen festgelegt und in ein passendes Format transformiert. Nun folgt ein Zwischenschritt, in dem Fehlerquellen durch Dateninkonsistenz oder Feldunterbesetzung ausgeglichen werden. Der von Statistics Schweden programmierte Code verarbeitet nun alle vorher erstellten Eingabedaten und berechnet die Totalwerte sowie den absoluten und den relativen Standardfehler.

Bei den hier durchgeführten Untersuchungen wurden pro regionaler Untergliederungseinheit 30 Merkmalswerte auf den Standardfehler untersucht und für die Regression verwendet. Es wurden neben Brandenburg selbst die Unterteilung in die zwei NUTS-II-Regionen, die 5 sogenannten Anpassungsschichten und die 18 Landkreise in Brandenburg differenziert betrachtet. Damit wurde die Fehlerrechnung für 26 einzeln spezifizierte Gebiete durchgeführt und jedes Mal eigene Eckwerte verwendet. Hier wird die Nutzung des CLAN-Paketes sehr zeitintensiv und deshalb und aufgrund der Komplexität des Paketes im Rahmen dieser Arbeit nicht durchführbar. Die Unterteilung der Eckdaten müsste jeweils extern berechnet und an die Neubaustatistik angeglichen werden.

Mit SAS wurde ein eigenes abgewandeltes Programm geschrieben, welches die Fülle der Daten schneller bearbeitet, solange sich nur die Teilgebiete und nicht die zu untersuchenden Datensätze ändern. Das Ganze führt zu Einbußen bei der Genauigkeit

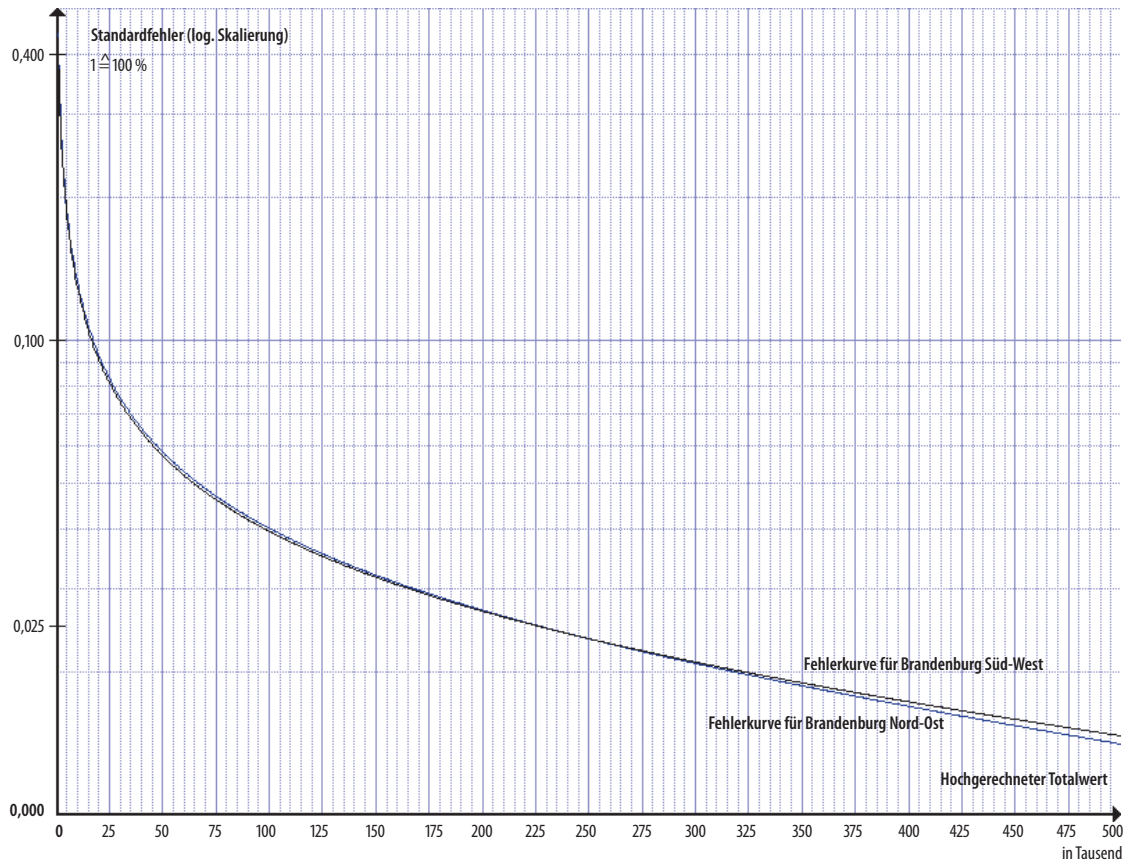
aufgrund der Vernachlässigung der feineren Schichtung. Eine Differenzierung der Bevölkerungsgruppen nach Alter, Geschlecht oder Staatsangehörigkeit ist jedoch auf den Ebenen unter den Bundesländern sowieso nicht mehr sinnvoll, besonders wenn diese Unterteilung noch einer fachlichen Gliederung, beispielsweise nach dem Einkommen, unterzogen wird. Die entstehenden Bevölkerungszahlen wären zu gering, um sichere Ergebnisse zu liefern.

Innerhalb der errechneten Werte kommen unbesetzte Tabellenfelder vor. Vor allem auf Kreisebene betrifft das einige Merkmalswerte. Diese müssen zuerst einmal gestrichen werden. Mit den übrigen Werten wird dann die Regression durchgeführt. Dazu wird die Wurzel aus Formel A als erklärende Variable c_g errechnet und dann die Regression mittels Methode der kleinsten Quadrate für alle Werte von $V_g = \beta c_g$ durchgeführt. Das entstehende $\hat{\beta}$ ist eine Schätzung, welche auch fehlerbehaftet ist. Der Fehler in der Regression wird bei der Berechnung mit SAS auch mit ausgegeben. Die Ergebnisse und der relative Fehler der Regression bezüglich des $\hat{\beta}$ werden in Tabelle 1 dargestellt.

Mit dem geschätzten $\hat{\beta}$ kann man nun die Fehlerkurven in Abhängigkeit von den jeweiligen Bevölkerungszahlen darstellen. Da eine Visualisierung mit linearen Achsenbeschriftungen keine deutlichen Ergebnisse liefern, wurde die Achse des relativen Standardfehlers ähnlich wie in [3] logarithmisch eingeteilt (Abbildung 1).

Man sieht hier einen deutlich höheren Wert des $\hat{\beta}$ für die Bevölkerungsgruppe der Nichtdeutschen in Brandenburg. Einen Erklärungsansatz für dieses

Abb.2 Ermittelte Fehlerkurven für die NUTS-II-Regionen in Brandenburg



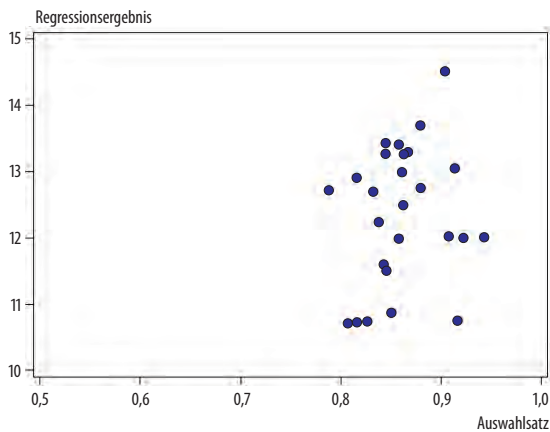
Phänomen erhält man später. Es können bei erneuter Fehlerrechnung mit anderen, aber auch mit dem gleichen Datensatz, leicht abweichende Fehlerkurven entstehen, je nachdem, welche Merkmalsausprägungen zur Regression genutzt werden.

Anhand der höheren Regressionskoeffizienten (13,12915 für die Bevölkerungsgruppe von Deutschen und 17,74472 für Nichtdeutsche) sind die Auswirkungen der kleineren Stichprobengröße zu erkennen. Beruht eine Erhebung auf weniger Probanden, so wird der Stichprobenfehler im Allgemeinen größer. Hier spielt jedoch auch noch die Schichtung und Klumpung der Stichprobe eine Rolle. Untersucht man also die Bevölkerung von Brandenburg, so ist bei gleicher absoluter Klumpengröße die relative Klumpengröße wesentlich höher, was zu einem wachsenden Konfidenzintervall der Vorhersage führt. Das zeigt einen höheren Standardfehler in der Stichprobe auf. Als Beispiel nimmt man an, die Klumpengröße beträgt 10 und die Bevölkerung von Deutschland umfasst 80 Mill. Menschen. So erhält man hier $10/80\,000\,000=0,000000125=0,0000125\%$ als relative Klumpengröße. Da Brandenburg ein Teilgebiet von Deutschland ist, kann man in diesem Beispiel von etwa der gleichen Klumpengröße ausgehen und erhält bei einer Bevölkerungszahl von etwa 2,5 Mill. ein Verhältnis von $10/2500000=0,000004=0,0004\%$, also eine mehr als 30-mal so große relative Klumpengröße (genannte Klumpengrößen stimmen nicht mit der Realität überein und lassen sich auch nicht so einheitlich festlegen). Diese Aussage kann somit für jede weitere Unterteilung des Bundeslandes noch verschärft werden.

Auf Ebene der NUTS-II-Regionen, der sogenannten Anpassungsschichten und der Kreise wurde aus oben genannten Gründen auf eine Aufschlüsselung nach Nationalität verzichtet. Die Fehlerrechnung erfolgte somit anhand der gesamten Daten des jeweiligen Gebietes. Es wurden in jeder Regressionsanalyse die gleichen Daten wie auf Ebene des Bundeslandes genutzt, um eine Vergleichbarkeit der Fehlerkurven zu ermöglichen (Abbildung 2, 3. Umschlagseite). Die Fehlerkurven in den gezeigten Abbildungen streben mit wachsender Bevölkerungszahl gegen einen relativen Standardfehler von 0 aufgrund der genutzten Bedingung der fehlerfreien, also gesicherten Eckwerte aus Formel A. Da die Bevölkerung in den Anpassungsschichten und Kreisen stark variiert, wirkt auch das Streben gegen diesen Standardfehler für verschiedene Kurven in den Abbildungen der Kreise und Anpassungsschichten unterschiedlich stark. Die Achse in der oberen Grafik der 3. Umschlagseite zeigt die Kurven bis zu einem Bevölkerungswert von 50 000. Kreise, die Bevölkerungszahlen von unter 100 000 haben, brechen deshalb früher nach unten aus. Unter einer Zahl von etwa 30 000 Einwohnern ist der Einfluss der genannten Bedingung jedoch zu vernachlässigen. Da in besagten Kreisen interessierende Totalwerte meist unter 50% der Gesamtbevölkerung liegen (häufig sogar weit tiefer aufgrund der fachlichen Gliederungstiefe), ist auch nur dieser Bereich für die vorliegende Arbeit von Interesse.

Zu jedem der genannten Gebiete wurde auch der relative Anteil der Stichprobe an dem Gebiet und damit dessen Repräsentierung durch die Stichprobe ermittelt, um einen eventuellen Zusammenhang mit

Abb. 3 **Regressionsergebnis für $\hat{\beta}$ in Abhängigkeit vom Auswahlsatz**



dem Anstieg der Regressionsgeraden festzustellen. Die letzte Spalte von Tabelle 1 beinhaltet diese Werte. Die gewünschte 1%-Abdeckung wird aufgrund von Antwortausfällen und verspätetem Eingang von Selbstausfüllerbögen sowie aufgrund des Leerstandes von Wohneinheiten so gut wie nie erreicht.

Abbildung 3 beinhaltet die Verteilung der Regressionskoeffizienten in Abhängigkeit vom realen Auswahlsatz.

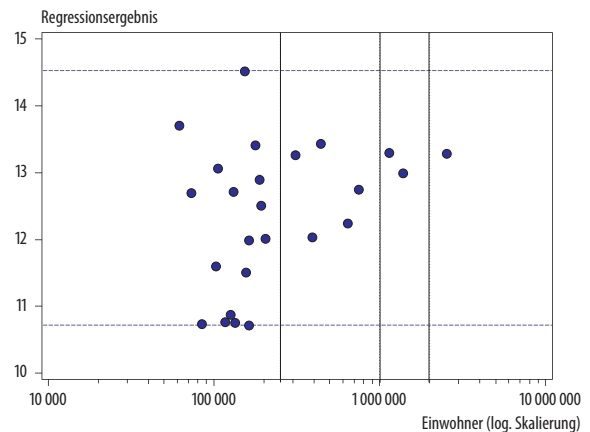
Man erkennt hier keine wirkliche Abhängigkeit zwischen den Werten. Das Ergebnis der Regressionen ist also nicht anhand der vorliegenden Daten auf den Auswahlsatz zurückzuführen. Eine andere Abhängigkeit ist jedoch interessanter zu beobachten.

Die Ergebnisse für Brandenburg und Deutschland weisen darauf hin, dass β für sinkende Bevölkerungszahlen steigt. Abbildung 4 ist in 4 Teile unterteilt, rechts das Ergebnis für Brandenburg, daneben das der NUTS-II-Regionen, der zweite Bereich von links zeigt die Ergebnisse der Anpassungsschichten und der linke Bereich die der Kreise und kreisfreien Städte in Brandenburg.

Auch hier ist ein eindeutiger Zusammenhang nur schwer zu finden. Eine Beziehung der Werte kann man jedoch erkennen, es ist deutlich festzustellen, wie stark die $\hat{\beta}$ -Werte bei abnehmender Bevölkerung streuen. Jeder der differenziert betrachteten Bereiche (Landkreise und kreisfreie Städte, Anpassungsschichten, NUTS-II-Regionen, Brandenburg) hat ein eigenes, nach Bevölkerungszahlen einteilbares Intervall, in dem sich die ermittelten Werte befinden. Das weist auf einen größeren Fehler in der Regression hin. Tatsächlich streuen auch die Werte im Regressionsschritt für kleinere Bevölkerungszahlen im Schnitt stärker als für Brandenburg oder die NUTS-II-Regionen. Es kommt für kleinere Gebiete wegen der geringen Besetzungszahlen immer stärker darauf an, inwieweit die Realität durch die Stichprobe erfasst wird. Die Anpassungsschichten entsprechen den Raumplanungsregionen der vom brandenburgischen Bauministerium verwendeten regionalen Einheiten und die Fehlerrechnung ist daher auch über diese Arbeit hinaus wichtig.

Die Regionalisierung führt auch zu anderen Fehlern, welche schon vorher angesprochen wurden. Es gibt Kreise, die in der Erfassung der Statistik un-

Abb. 4 **Verteilung der Regressionskoeffizienten für verschiedene Einwohnerzahlen**



gewöhnliche Daten produzieren, welche keinen direkten Rückschluss auf die Fehlerrechnung zulassen. Ein Beispiel stellen Cottbus und Frankfurt (Oder) dar. In Frankfurt (Oder) wurden im Datensatz von 2008 genau 6 Personen erfasst, welche ein Einkommen von mehr als 4000 EUR aufwiesen. Die Stadt hatte zu diesem Zeitpunkt 61102 Einwohner. In Cottbus lebten im genannten Jahr rund 101484 Einwohner, jedoch wurde nicht eine Person erfasst, welche diese Einkommensgrenze überschritten hat. Zum einen sieht man hier, warum solche kleinen Werte nicht hochgerechnet werden, zum anderen wird an diesem Beispiel auch die allgemeine Gefahr deutlich, Daten in regional tiefer Gliederung auch fachlich zu unterteilen.

Der Fehler der Daten in dieser regionalen Tiefe leidet aber auch bei Werten, welche allgemein als publizierbar gelten. Die Veröffentlichbarkeit wird bei hochgerechneten Werten von 5000 angesetzt (zwischen 5000 und 10000 werden die Werte in Klammern gesetzt), da hier in etwa ein Standardfehler von 15% erreicht wird. In Frankfurt (Oder) wurde 2008 die Zahl der im Mai geborenen Personen auf 4859 geschätzt, also knapp an diesem Wert dran. Der Fehler dieser Hochrechnung liegt jedoch bei 25%, das heißt, weit über dem angesetzten Fehler für die 5000 Personen-Marke. Selbst durch eine zufällig stärkere Klumpung lässt sich dieses Phänomen nicht erklären, da innerhalb eines Klumpens die im Mai geborenen Personen genauso verteilt angenommen werden können wie bei einer einfachen Zufallsstichprobe.

Untersuchung der Klumpung

Um den Einfluss der Klumpung auf den Stichprobenfehler im Mikrozensus darzustellen, wurde mit SAS für bestimmte Tabellenfelder die Standardabweichung des hochgerechneten Mittelwertes bei angenommener einfacher Zufallsstichprobe und bei Klumpung der Stichprobe ermittelt und verglichen. In Tabelle 2 kann man die Ergebnisse der Berechnung ablesen.

Folgende Ergebnisse sind nun festzustellen:

- (1) Hier existiert kein Klumpeneffekt. Aus der geklumpten Stichprobe wird damit eine Stichprobe mit Merkmalen einer Schichtung. Der Fehler

Tab.2 **Standardfehler bei einfacher Zufallsauswahl (einf) und geklumpfter Stichprobe (cl) (ohne Schichtung) im Vergleich**

Tabellenfeld	$\hat{\chi}$ (freie Hochrechnung)	$\sigma_{(einf)}$	$\sigma_{(cl)}$	D ^(cl)
		%		
Geburtsmonat Mai (1).....	218 312	2,16	2,13	0,986
Mindestmonats-einkommen				
4 000 EUR (2).....	19 519	7,53	8,91	1,183
2 000 EUR (2).....	190 892	2,21	2,89	1,308
1 000 EUR (2).....	1 043 694	0,79	0,98	1,241
Ausländer (3).....	30 208	6,04	9,14	1,513
Mindestens				
Abitur-Abschluss (3).....	517 374	1,29	2,00	1,550
Mindestalter 67 Jahre (3).....	495 879	1,35	2,11	1,563
Mindesthaushalts-einkommen 4 000 EUR (4)	248 637	2,01	4,00	1,990

Tab.3 **Konfidenzintervalle¹ für den Totalwert bei einfacher und geklumpfter Stichprobe im Vergleich bezogen auf Werte aus Tabelle 2**

Tabellenfeld	links	rechts	links	rechts
	einfach		geklumpt	
Geburtsmonat Mai (1).....	208 875	227 750	209 022	227 603
Mindestmonats-einkommen				
4 000 EUR (2).....	16 579	22 459	16 041	22 998
2 000 EUR (2).....	182 466	199 319	179 854	201 931
1 000 EUR (2).....	1 027 125	1 060 264	1 023 301	1 064 089
Ausländer (3).....	26 558	33 858	24 688	35 729
Mindestens				
Abitur-Abschluss (3).....	504 029	530 719	496 659	538 090
Mindestalter 67 Jahre (3).....	482 533	509 227	474 923	516 836
Mindesthaushalts-einkommen 4 000 EUR (4)	238 631	258 643	228 726	268 548

¹ Links bedeutet die linke Grenze des Konfidenzintervalles, sowie rechts die rechte Intervallgrenze; einfach beschreibt eine einfache Zufallsauswahl und geklumpt die Zufallsauswahl unter Berücksichtigung des Klumpeneffekts.

wird durch Schichtung reduziert, jedoch sind die Schichten hier sehr klein und in sehr großer Anzahl zu finden, weshalb der Effekt nur sehr schwach wahrzunehmen ist.

- (2) Es existiert ein leichter Klumpeneffekt. Der Stichprobenfehler ist unter Klumpung weniger als 1,5-mal so hoch wie der Stichprobenfehler bei einfacher Zufallsauswahl.
- (3) Der Stichprobenfehler der geklumpten Stichprobe ist mehr als 1,5-mal so groß wie unter einfacher Zufallsauswahl, das heißt, hier ist ein starker Klumpeneffekt nachweisbar.
- (4) Dieser Merkmalswert wurde künstlich geklumpt, da die Fehlerrechnung hier bezogen auf die Einzelpersonen durchgeführt wurde. Das Haushaltseinkommen ist deshalb fast immer für mehrere Personen innerhalb eines Klumpens gleich. Dieser Fall wurde zum Testen der Rechnung auf Plausibilität durchgeführt. Durch die starke Klumpung ist der Stichprobenfehler hier fast 2-mal so hoch wie in einer einfachen Zufallsstichprobe.

Damit man einen Eindruck gewinnt, was dieser Standardfehler bedeutet, werden in Tabelle 3 die Konfidenzintervalle der Totalwerte der Merkmalswerte genannter Tabellenfelder dargestellt. Der Totalwert befindet sich in diesem Intervall. Unter Einbeziehung der Klumpung vergrößert sich dieses Intervall sichtbar und die Vorhersage der Hochrechnung wird für stark geklumpfte Merkmalswerte zunehmend unsicherer.

In der Einkommensstruktur ist ein kleiner Klumpeneffekt zu messen, was auf ein ähnliches Mietpreinsniveau innerhalb eines Auswahlbezirkes zurückzuführen ist. Dahingegen ist vor allem bei den Bürgern mit nichtdeutscher Staatsangehörigkeit und den Rentnern ein recht starker Einfluss der Klumpung festzustellen, was auf die Mentalität der genannten Bevölkerungsgruppen zurückzuführen ist, sich bei ihresgleichen niederzulassen. Ein Rentner hat wenig Interesse, zwischen jungen und hektischen Menschen oder jungen Familien mit Kleinkindern zu wohnen. Sie wollen eher ihren Lebensabend in Ruhe begehen. Nicht in Deutschland gebürtige Personen ziehen erfahrungsgemäß eher zu Personen mit ähnlicher nichtdeutscher Staatsangehörigkeit.

Wichtig ist bei dieser beispielhaften Rechnung auch, dass die Klumpen in der finalen Berechnung des Designeffekt-Faktors als annähernd gleich groß betrachtet wurden, dies aber vor allem in der Neubauschicht nicht der Fall ist. Die Berechnung von D unter der Annahme gleichgroßer Klumpen verringert den Stichprobenfehler im Vergleich zur Realität nur geringfügig und der eigentlich größere Fehler kann, wie schon zuvor beschrieben, durch Einbeziehung der Schichtung ausgeglichen werden.

Zuvor wurde bereits eine allgemeine Fehlerkurve für Brandenburg unter Berücksichtigung von sowohl Klumpung als auch Schichtung der Grundgesamtheit gefunden. Auch wenn in dieser Beispielrechnung nur die Klumpung berücksichtigt wurde, kann man durch Einsetzen der hier hochgerechneten Totalwerte in die Funktion A den Standardfehler bei geklumpfter und geschichteter Zufallsauswahl ermitteln. Dieser stimmt näherungsweise mit den hier berechneten Werten unter Einbeziehung der Klumpung überein. Bei starker Klumpung wirkt die zusätzliche Schichtung in der normalen Fehlerrechnung stärker und verbessert das Ergebnis gegenüber den hier berechneten Werten. Bei schwacher oder nicht nachweisbarer Klumpung hingegen wirken andere Einflüsse wie ungleichmäßige Klumpengröße und sehr große Hochrechnungsfaktoren verstärkend auf den endgültigen Stichprobenfehler, weswegen man sich nicht allein auf den ermittelten Einfluss der Klumpung verlassen sollte. Eine vollständige Fehlerrechnung ist meist unverzichtbar und sollte keinesfalls durch einseitige Betrachtungen ersetzt werden. Am Beispiel der Personen mit nichtdeutscher Staatsangehörigkeit kann man das gut erkennen. Die freie Hochrechnung gibt ein Intervall an, welches die tatsächliche Zahl der nichtdeutschen Bevölkerung weit unterschätzt. Somit ist die Klumpung der nicht in die Stichprobe aufgenommenen Ausländer als wesentlich größer anzunehmen, als sie anhand der vorliegenden Stichprobe ermittelt wurde.

Als Ergebnis dieser Betrachtungen kann man feststellen, dass die vorgenommene Klumpung in Ansätzen Vorteile wie Kosten- und Zeitersparnis hat, jedoch ergeben sich in Bezug auf die Fehlerrechnung Probleme, welche nur selten durch Verfahren wie Schichtung der Grundgesamtheit ausgeglichen werden. Eine 1%-Stichprobe, wie sie im Mikrozensus durchgeführt wird, ist in vielen Fällen recht aussagekräftig aber in einigen Tabellenfeldern kann die Klumpung der Grundgesamtheit vor der Stichprobenziehung unvorhersehbare Effekte auf die Aussagekraft der Stichprobe hervorrufen.

Untersuchung der Bürger mit nichtdeutscher Staatsangehörigkeit

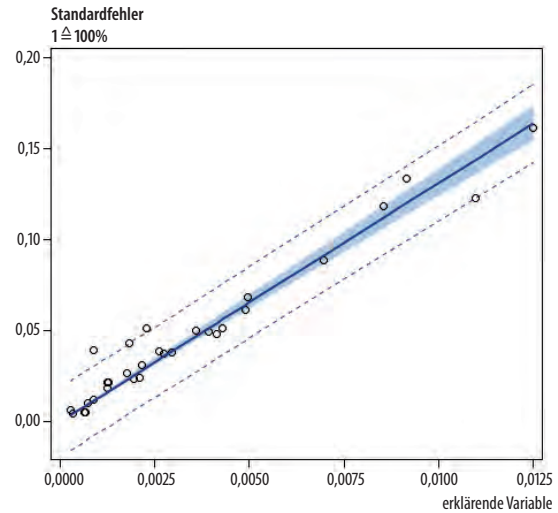
Schaut man sich die einzelnen Regressionskoeffizienten genauer an, so erkennt man hier noch etwas anderes. In der Fehlerrechnung des gesamtdeutschen Mikrozensus ab 2005 wurde schon bemerkt, dass den Ausländern eine eigene Fehlerrechnung gewidmet werden muss. Vor allem die höhere Klumpung und die im Durchschnitt größeren Hochrechnungsfaktoren bewirken deutliche Unterschiede bei der Fehlerrechnung im Vergleich mit anderen Bevölkerungsgruppen. Aufgrund des Bevölkerungsanteils von nur rund 2,57% bedarf die Bevölkerungsgruppe der Ausländer in Brandenburg einer differenzierten Betrachtung und Analyse. Gerade in Brandenburg gibt es zusätzlich auch noch das Problem, dass die wenigen ausländischen Mitbürger meist in Gruppen zusammenleben und damit nur in einzelnen Klumpen zusammen erfasst werden. Genau diese Klumpen werden allerdings bei einer 1%-Stichprobe sehr schwer erfasst, weswegen die Bevölkerungsgruppe der Ausländer hier sehr stark unterrepräsentiert ist. So wurden 2008 nur 260 Bürger nichtdeutscher Staatsbürgerschaft in der Stichprobe erfasst, das heißt, diese Personen repräsentieren bei freier Hochrechnung 26000 Ausländer unabhängig von der eigentlichen Staatsangehörigkeit. Damit wäre hier ein Auswahlatz von etwa 0,4 % erreicht, was stark unter dem gewünschten Niveau liegt.

Aufgrund der Tatsache, dass 2008 nur 64 797 Personen mit nichtdeutscher Staatsangehörigkeit in Brandenburg registriert sind, ist eine weitere Aufteilung dieser Bevölkerungsgruppe innerhalb der Anpassungsschichten nicht mehr ratsam, vor allem unter Beachtung des wesentlich deutlicheren Anstiegs des Fehlers in Brandenburg im Vergleich zur Fehlerkurve in Gesamtdeutschland. Unterstellt man also einen Zusammenhang zwischen dem Bevölkerungsanteil der Ausländer und dem relativen Standardfehler, so kann man feststellen, dass eine weitere Differenzierung hier nicht zu empfehlen ist, da spezifizierte Aussagen sehr ungenau und wenig repräsentativ sind.

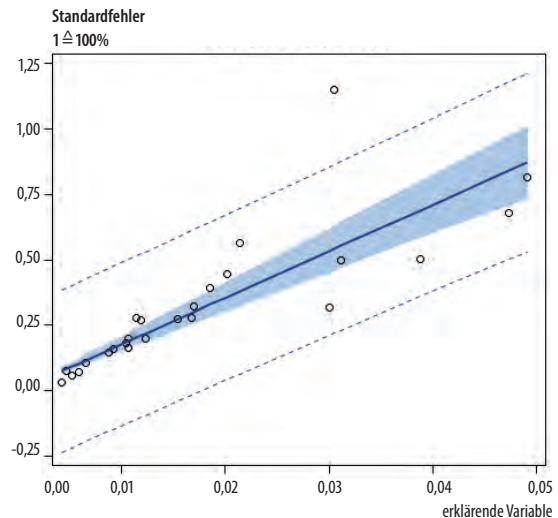
Verstärkt wird diese Aussage noch bei Betrachtung und Vergleich der Regressionsgraphen der Deutschen und der Nichtdeutschen für jeweils gleiche Tabellenfelder (Abbildung 5).

Von der ermittelten Regressionsgeraden stark abweichende Beobachtungen deuten auf einen hohen Fehler schon in der Regression hin. Umso näher die Gerade im Schnitt an allen Beobachtungen ist, umso genauer wird die Regression auch. Aussagen über Ausländer sind somit selbst nach genauer Analyse

Abb. 5 Vergleich der Regression für Tabellenfelder von Deutschen (oben) und Personen mit nichtdeutscher Staatsangehörigkeit (unten) in Brandenburg



Observations	30	—	Anpassung
Parameters	1	■	95 % Confidence Limits
Error DF	29	- - -	95 % Prediction Limits
MSE	0,0001		
R-Square	0,9777		
Adj R-Square	0,977		



Observations	25	—	Anpassung
Parameters	1	■	95 % Confidence Limits
Error DF	24	- - -	95 % Prediction Limits
MSE	0,0225		
R-Square	0,8753		
Adj R-Square	0,8701		

sehr fehleranfällig und deshalb sehr instabil gegenüber weiterer regionaler oder fachlicher Gliederungstiefe.

Bei weiterer Verfeinerung der Daten in Einbezug der Tabellenfelder von Nichtdeutschen tritt in Brandenburg immer häufiger der Fall auf, dass bestimmte Merkmalsgruppen jeweils nur durch einen Ausländer vertreten sind. Stellenweise, beispielsweise beim Kreis Prignitz in Brandenburg im Erhebungsjahr 2008, wird keine einzige Person nichtdeutscher Herkunft erfasst, was jede Aussage in einer solchen regiona-

len Tiefe zur reinen Spekulation macht. Auch datenschutzrechtlich kann und darf hier keine Auswertung erfolgen.

Betrachtet man den Graphen der Nichtdeutschen Bevölkerung in Abbildung 2 so kann man erkennen, dass bei einer Zahl von 64797 Personen schon ein Fehler von rund 7% erreicht wird. Werden diese nur nach ihrem Geschlecht unterteilt, so erhält man einen Fehler von etwa 10%. Damit ist eine tiefere Unterteilung der Ausländer schon auf Ebene des Bundeslandes in diesem Fall nicht ratsam.

Fazit

Der Standardfehler sollte in der vorliegenden Arbeit auf seine Bedeutung für den Mikrozensus und seine Auswirkungen, vor allem auf kleinräumige oder tief regionalisierte Ergebnisse, untersucht werden. Die Abbildungen 2 bis 4 lassen keinen eindeutigen Schluss bezogen auf einen Anstieg des β für stärker regionalisierte Gebiete zu. Jedoch ist zu erkennen, dass mit Verringerung der Gesamtbevölkerung in einem Gebiet die Merkmalswerte immer stärker streuen. Die ausgewählten Merkmalswerte sind in jeder Instanz die Gleichen und werden deshalb in gleichem Maße durch Klumpung, Schichtung und Auswahlatz beeinflusst. Dennoch variiert der Standardfehler für jedes der betrachteten Gebiete und speziell auf Kreisebene stärker als auf Ebene der NUTS-II-Regionen oder der Anpassungsschichten. In den Abbildungen 2 und 3 erkennt man auch, wie stark die Fehlerkurven, auch in den interessierenden Bevölkerungszahlen, schon streuen. Während sich der relative Standardfehler bei den Anpassungsschichten für eine Besetzungszahl von 10 000 zwischen 11,89% und 13,28% bewegt, liegt er auf Kreisebene schon zwischen 10,09% und 14,04% für die verschiedenen Kreise und kreisfreien Städte. Das bedeutet einen Anstieg des Intervalls, indem der Fehler sich befindet, von 1,39 auf 3,95. Man erkennt hier, wie hoch die Bedeutung der Fehlerrechnung gerade in kleinräumigen Verwaltungseinheiten ist.

Es ist also letztendlich klar, dass der Standardfehler für geringere Bevölkerungszahlen steigt, jedoch bezogen auf die aus der Regression gewonnenen Fehlerkurven ist keine Erhöhung des Anstieges durch die Regionalisierung festzustellen. Wesentlich gravierender für die Fehlerrechnung und damit für die Vorhersage in tief regionalisierten Gebieten ist die große Streuung des Fehlers zum einen zwischen den Gebieten und zum anderen zwischen den einzelnen Beobachtungen. Aussagen, besonders in fachlicher Tiefe, sind damit zu vermeiden, da ohne eine genaue Berechnung nicht vorherzusehen ist, wie verlässlich diese Aussage ist. Jedoch ist es, wie schon in [2] beschrieben, sehr aufwändig, für jeden Merkmalswert den Fehler neu zu berechnen. Der Aufwand ist nur selten durch den Nutzen auszugleichen und bietet keinen Garant für einen vernachlässigbaren Standardfehler. Es wurde in dieser Untersuchung auch aufgezeigt, dass die angesetzte Grenze der Veröffentlichbarkeit von 5 000 Personen als allgemeine Aussage beibehalten werden kann. Jedoch kann gerade in den kleinräumigen Ergebnissen ein Standardfehler auftreten, der stark von der erwarteten Sicherheit für eine Veröffentlichung von Daten abweicht. Gerade

auf Kreisebene sollten die Ergebnisse also vor der Veröffentlichung noch einmal auf deren Fehler überprüft werden.

Auch eine Differenzierung der Bevölkerungsgruppen nach Alter, Geschlecht oder Staatsangehörigkeit ist auf den Ebenen unter den Bundesländern nicht mehr sinnvoll, besonders wenn diese Unterteilung noch einer fachlichen Gliederung, beispielsweise nach dem Einkommen, unterzogen wird. Vor allem die Staatsangehörigkeit hat bei einigen Bundesländern sehr unvorhersehbare Einflüsse auf die Fehlerrechnung und es sollte für jedes Bundesland vorher gesondert untersucht werden, wie stark die realen Besetzungszahlen von den durch den Auswahlatz erwarteten Besetzungszahlen abweichen. Rückschlüsse auf diese Bevölkerungsgruppe sind erst möglich, wenn die Hochrechnung auf sicherer Basis erfolgt. Es wurde gezeigt, dass für das Beispiel Brandenburg die Ausländer durch ihren geringen Bevölkerungsanteil nur schwer einzeln zu untersuchen sind und gerade bei weiterer regionaler oder fachlicher Gliederung keine sicheren Aussagen mehr zu formulieren sind.

Da viele Institutionen aber auf Zahlen in diesen Größenordnungen angewiesen sind, kommt man häufig nicht umhin, auch diese Daten herauszugeben. Jedoch muss immer auf die sehr große Unsicherheit seitens des möglichen Standardfehlers, vielleicht in Form des Konfidenzintervalls, hingewiesen werden.

Die Form der Erhebung als geschichtete Klumpenstichprobe hat Einfluss auf den Standardfehler und damit auf das entstehende Konfidenzintervall. Es hat sich herausgestellt, dass der kostensparende aber fehlererhöhende Effekt im Mikrozensus nicht vollständig durch andere stichprobenmethodische Verfahren ausgeglichen werden kann. Ein Vergleich mit einer einfachen Zufallsauswahl macht diesen Unterschied deutlich.

Es gibt einige Möglichkeiten, die Fehler einer solchen Erhebung zu verringern, meist sind es jedoch die Kosten, welche die Umsetzung solcher Methoden nicht möglich machen. Der Datenschutz, der ein weiteres Problem der Optimierung des Mikrozensus darstellt, wurde hier nur am Rande eingebracht, auch wenn dieser einen neuen Blickwinkel auf das vorliegende Thema werfen würde. Um das näher zu erläutern, könnte man sich eine Methodik vorstellen, welche den Standardfehler der Hochrechnung soweit minimiert, dass Aussagen von hochgerechneten 500 Personen als sicher genug angesehen werden, um sie zu veröffentlichen. Eine Zahl von 500 Merkmalsträgern würde aus rund 5 Personen in der Stichprobe ermittelt. Die Identifizierung dieser einzelnen Personen wäre somit um ein vielfaches leichter und aufwandsärmer, als dies zur Zeit der Fall ist. Das Bundesstatistikgesetz (BStatG) besagt beispielsweise, dass Datensätze nur dann für die Verarbeitung freigegeben werden können, wenn sie faktische Anonymität besitzen. Das bedeutet, die Entschlüsselung der Daten oder die Zuordnung einzelner Personen darf nur mit einem „[...] unverhältnismäßig großen Aufwand an Zeit, Kosten und Arbeitskraft [...]“ (aus §16 Abs. 6 BStatG) möglich sein.

Somit sind die Auswirkungen der Fehlerrechnung auf die Ergebnisse kleinräumiger Verwaltungseinheiten

ten nicht leicht zu erfassen. Auf der einen Seite zeigt die Methode der Regression geknüpft an die Bedingung der fehlerfreien Eckdaten (vgl. S. 33, Die Fehlerrechnung für den deutschen Mikrozensus), dass die Fehlerkurven an sich kein höheres β aufweisen als die Ergebnisse der Fehlerrechnung für ganz Deutschland. Auf der anderen Seite haben die Betrachtungen in der Auswertung der Ergebnisse die Schwierigkeiten einer vorschnellen Analyse anhand der Ergebnisse einer solchen Regression aufgezeigt.

Ausblick

Zur Zeit findet der Zensus 2011 bzw. dessen Auswertung statt. Mit diesem Zensus wird unter anderem die Auswahlgrundlage für den Mikrozensus aktualisiert, um Fehler durch die Fortschreibung der Bautätigkeitsstatistik zu beseitigen. Mit einer neuen und aktualisierten Auswahlgrundlage sind kleinere Hochrechnungsfaktoren und damit kleinere Fehler zu erwarten. Außerdem kann auf der Basis der neuen Auswahlgrundlage auch an die Entwicklung eines neuen Auswahlplans gedacht werden. Auch neue und modernere Methodiken könnten dann darin verarbeitet werden. Das würde wahrscheinlich zu besseren Möglichkeiten der Regionalisierbarkeit führen.

Ein weiterer Punkt, der die Fehlerrechnung und die Regionalisierbarkeit der Daten des Mikrozensus in

Zukunft beeinflussen könnte, sind die Überlegungen, welche aufgrund der kürzlichen Landtagswahlen in Mecklenburg-Vorpommern getätigt wurden. Es ging um die Gebietsreform auf Kreisebene, welche einige Kreiszusammenschlüsse beinhaltete. Brandenburg hatte diese Reformen auch schon ins Auge gefasst. Ein solcher Zusammenschluss würde die Kreise vergrößern und damit viele Hochrechnungen von Tabellenfeldern des Mikrozensus bis auf die Kreisebene regionalisierbar machen. Einzig der Einfluss der Nähe einiger Kreise zu Berlin würde weiterhin Streuungen mit sich bringen. Nach den Ausführungen in [18] und [19] würde dann Cottbus zum Spree-Neiße Kreis hinzukommen und der neu entstandene Kreis hätte dann ca. 230 000 Einwohner. Hier ist fast schon das Niveau der Anpassungsschichten erreicht. Aus statistischer Sicht ist eine solche Gebietsreform damit gutzuheißen.

Autor: Marcus Schmidt

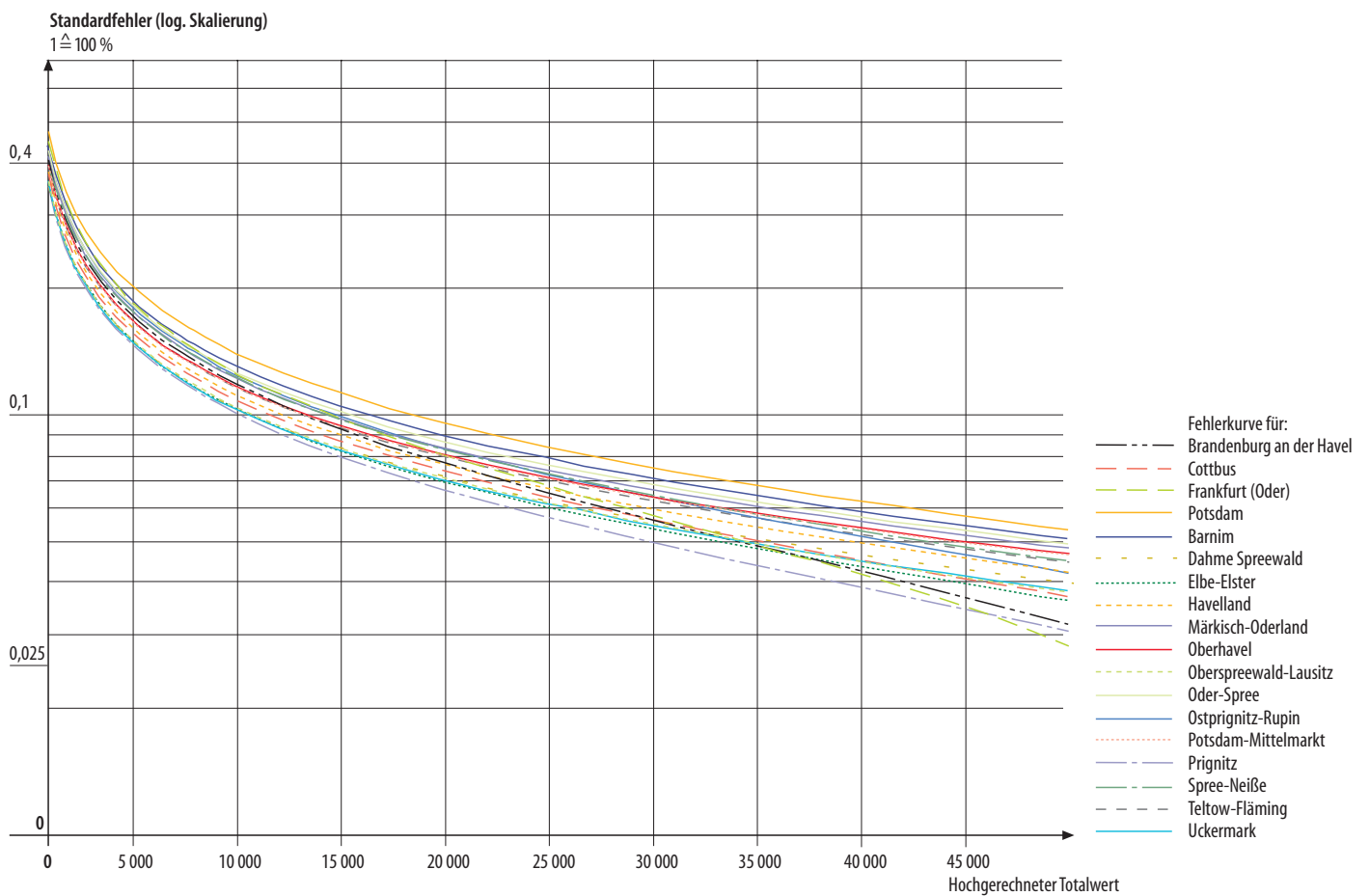
Marcus Schmidt war Student am Lehrstuhl Wahrscheinlichkeitstheorie und Statistik an der Brandenburgischen Technischen Universität Cottbus; er absolvierte ein Praktikum und schrieb seine Diplomarbeit zu diesem Thema im Referat Mikrozensus.

Quellen

- [1] Afentakis, A./Bihler, W.: „Das Hochrechnungsverfahren beim Unterjährigen Mikrozensus ab 2005“; Statistisches Bundesamt, Wiesbaden 2005.
- [2] Krug, W./Nourney, M./Schmidt, J.: „Wirtschaft- und Sozialstatistik: Gewinnung von Daten“; Oldenburg 2001.
- [3] Qualitätsbericht Mikrozensus 2008; Anhang Statistisches Bundesamt, Mikrozensus.
- [4] Rendtel, U.: „Lebenslagen im Wandel: Panelfälle und Panelrepräsentativität“; Band 8, von Sozioökonomischen Daten und Analysen für die Bundesrepublik Deutschland, Campus Verlag, 1995.
- [5] Berres, J., Präsident des Statistischen Landesamtes Rheinland-Pfalz: „Regionalergebnisse in der amtlichen Statistik – Möglichkeiten und Grenzen“; anlässlich des Kolloquiums zur Regional- und Umweltstatistik an der Universität Trier am 24. Oktober 2008 in Trier; siehe dazu auch Dr. Weil, S.: „Regionaldaten der amtlichen Statistik – Ein Angebot im Spannungsfeld rechtlicher Restriktionen, statistisch-methodischer Beschränkungen und dem Bedarf an regional tief gegliederten Daten“; <http://www.statistik.rpl.de/fileadmin/dokumente/03-2009-190.pdf>
<http://www.statistik.rpl.de/fileadmin/dokumente/monatshefte/2009/04-2009-272.pdf>
- [6] Emmerling, D./Riede, T.: „40 Jahre Mikrozensus“; veröffentlicht in: *Wirtschaft und Statistik* 3/1997, S. 160–174, Statistisches Bundesamt.
- [7] Esser, H., Grohmann, H., Müller, H. und Schäfer, K. A.: „Mikrozensus im Wandel“; Band 11 der Schriftenreihe „Forum der Bundesstatistik“, Statistisches Bundesamt.
- [8] Grohmann, H.: „Analysen und Empfehlungen des Wissenschaftlichen Beirats für Mikrozensus und Volkszählung“; Band 14 der Schriftenreihe „Forum der Bundesstatistik“, Statistisches Bundesamt, Stuttgart 1990.
- [9] Meyer, K.: „Zum Auswahlplan des Mikrozensus ab 1990“; verfügbar im Amt für Statistik, Statistisches Bundesamt, 1990.
- [10] Wolter, K.: „Introduction to Variance Estimation“; *Statistics for Social and Behavioral Sciences*, Springer 2007.
- [11] Schlittgen, R.: „Einführung in die Statistik“; Analyse und Modellierung von Daten, Oldenburg, Wissenschaftsverlag 2003.
- [12] Salvucci, S./Kaufman, S.: „Design Effects and Generalized Variance Functions for the 1990–91 Schools and Staffing“; *Survey (SASS)*, National Center for Education Statistics, Februar 2005.
- [13] Summary of Survey Analysis Software; Survey research methods section, American Statistical Association <http://www.hcp.med.harvard.edu/statistics/survey-soft/survey-soft.html>
- [14] Nieuwenbroek, N./Boonstra H. J.: „Bascula 4.0 Reference Manual“; *Statistics Netherlands*, Heerlen 2001.
- [15] Huang, E. T. und Fuller, W. A.: „Nonnegative Regression Estimation for Survey data in Proceedings of the Social Statistics Session“; *American Statistical Association* 1978.
- [16] Introduction to SAS; UCLA: Academic Technology Services, Statistical Consulting Group [from http://www.ats.ucla.edu/stat/sas/webbooks/reg/chapter1/annotated1.htm](http://www.ats.ucla.edu/stat/sas/webbooks/reg/chapter1/annotated1.htm)
- [17] Anonymität von Mikrodaten; Internetseite des Forschungsdatenzentrums der Statistischen Ämter <http://www.forschungsdatenzentrum.de/anonymisierung.asp>
- [18] Potsdamer Neueste Nachrichten: „Brandenburgs SPD will Kreisreform“; Ausgabe vom 6. 9. 2011, S. 1.
- [19] Lausitzer Rundschau: „Der Kampf um die Unabhängigkeit der Stadt“; Zeitung vom 20. 9. 2011.
- [20] Voß, W.: „Taschenbuch der Statistik“; Hanser Verlag 2003.
- [21] Prof. Dr. Schimpl-Neimanns, B./Rendtel, U.: „SAS-, SPSS- und STATA-Programme zur Berechnung der Varianz von Populationschätzern im Mikrozensus ab 1996“; ZUMA Methodenbericht 2001/04, Juni 2001.

▣ **Die Bedeutung und Auswirkungen der Fehlerrechnung auf Ergebnisse des Mikrozensus bei kleinräumigen Verwaltungseinheiten am Beispiel des Landes Brandenburg**

Ermittelte Fehlerkurven für die 18 Landkreise und kreisfreien Städte in Brandenburg



▮ **Die Bedeutung und Auswirkungen der Fehlerrechnung auf Ergebnisse des Mikrozensus bei kleinräumigen Verwaltungseinheiten am Beispiel des Landes Brandenburg**

Ermittelte Fehlerkurve für die 5 Anpassungsschichten in Brandenburg

