ECONSTOR
Make Your Publications Visible.

A Service of
ZBW
Leibniz-Informationszentrum Wirtschaft
Leibniz Information Centre for Economics

Jaeger, Christina; Zimmermann, Thomas

Article

Optimierte Stichprobenplanung für die Konjunkturstatistiken

WISTA - Wirtschaft und Statistik

Provided in Cooperation with:
Statistisches Bundesamt (Destatis), Wiesbaden

Suggested Citation: Jaeger, Christina; Zimmermann, Thomas (2021) : Optimierte Stichprobenplanung für die Konjunkturstatistiken, WISTA - Wirtschaft und Statistik, ISSN 1619-2907, Statistisches Bundesamt (Destatis), Wiesbaden, Vol. 73, Iss. 5, pp. 23-39

This Version is available at:
https://hdl.handle.net/10419/244707

Standard-Nutzungsbedingungen:

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

Terms of use:

Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.

You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.

If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.

WWW.ECONSTOR.EU

Mitglied der Leibniz-Gemeinschaft

OPTIMIERTE STICHPROBENPLANUNG FÜR DIE KONJUNKTURSTATISTIKEN

Christina Jaeger, Thomas Zimmermann

Schlüsselwörter: Konjunkturerhebung – Belastung von Auskunftspflichtigen – Veränderungsrate – Stichprobe – Stichprobenplanung

ZUSAMMENFASSUNG

Grundlage für die Erstellung amtlicher Statistiken sind häufig Daten aus Stichprobenerhebungen. Um eine ausreichende Ergebnisqualität bei gleichzeitig möglichst geringer Belastung der Auskunftspflichtigen sicherzustellen, ist dabei die Stichprobenplanung von zentraler Bedeutung. Während bei Strukturstatistiken Größen wie der Gesamtumsatz oder die Beschäftigtenzahlen von Interesse sind, liegt der Fokus bei Konjunkturerhebungen auf der ökonomischen Entwicklung im Zeitverlauf. Der Beitrag beleuchtet, wie bereits bei der Stichprobenplanung die Ziele der Konjunkturerhebungen berücksichtigt werden können. Dafür werden mögliche Modifikationen der für Strukturstatistiken genutzten Methoden vorgestellt.

Keywords: *short-term survey – response burden – rate of change – sample – sampling design*

ABSTRACT

Producing official statistics is often based on data from sample surveys. In order to ensure sufficient quality of results while minimising the response burden, aspects of sample design are crucially important. While parameters of interest in structural statistics are levels of turnover or number of employees, short-term statistics aim to provide relevant information on economic developments over time. This paper examines how the objectives of short-term surveys can be taken into account when planning the sample design. Possible modifications of the methods applied for structural statistics are presented.

Christina Jaeger

hat an der Gottfried Wilhelm Leibniz Universität Hannover Wirtschaftswissenschaft studiert und ist seit 2018 wissenschaftliche Mitarbeiterin im Referat „Mathematisch-statistische Verfahren für Unternehmensstatistiken“ des Statistischen Bundesamtes. Sie beschäftigt sich hauptsächlich mit der Stichprobenplanung von Konjunktur- und Landwirtschaftsstatistiken.

Dr. Thomas Zimmermann

ist Volkswirt und leitete zuletzt im Statistischen Bundesamt das Referat „Mathematisch-statistische Verfahren für Unternehmensstatistiken“. Seit dem 1. Juli 2021 ist er an das Bundesministerium für Wirtschaft und Energie abgeordnet.

1

Einleitung

Ein Ziel der amtlichen Statistik ist, den Nutzerinnen und Nutzern hinreichend genaue Ergebnisse zur Verfügung zu stellen und gleichzeitig die Belastung der Auskunftspflichtigen möglichst gering zu halten. Dabei kommt der Stichprobenplanung zentrale Bedeutung zu, um eine ausreichende Qualität von Stichprobenergebnissen sicherzustellen. Sie kann auch die Belastung der Auskunftspflichtigen verringern, weil durch eine optimierte Stichprobenplanung bereits kleinere Stichprobenumfänge zur Ergebnissicherung genügen. Bei den amtlichen Strukturerhebungen werden regelmäßig Stichproben eingesetzt; hier liegt das Interesse auf Größen wie dem Gesamtumsatz oder den Beschäftigtenzahlen. Hingegen liegt der Fokus bei Konjunkturstatistiken auf Veränderungsraten vom Umsatz und den Beschäftigten im Zeitverlauf. Der Artikel geht der Frage nach, ob und inwiefern dieser andere Fokus bei der Stichprobenplanung berücksichtigt werden kann und sollte.

Zwei besonders relevante Aspekte bei der Stichprobenplanung sind die Aufteilung der zu befragenden Einheiten auf verschiedene Schichten und die Allokation des Stichprobenumfangs auf die Schichten. Das folgende Kapitel 2 erläutert, wie die Schichtung und Stichprobenallokation üblicherweise für die Strukturstatistiken erfolgt und wie mögliche Modifikationen für Konjunkturstatistiken aussehen könnten. Für Konjunkturstatistiken des Handels und der Dienstleistungen wurden die für Strukturstatistiken üblicherweise genutzten Methoden mit den für Konjunkturstatistiken modifizierten Methoden verglichen. Kapitel 3 stellt die dafür genutzte Simulationsstudie und deren Ergebnisse vor. Das Fazit in Kapitel 4 bewertet die dargestellten Untersuchungen für die Konjunkturstatistiken.

2

Stichprobenplanung

Bei Stichprobenerhebungen ist die Genauigkeit von Schätzungen für die Ergebnisse von großer Bedeutung. Als Maß für die Genauigkeit wird häufig der relative Standardfehler (auch CV – coefficient of variation) genutzt. Die Höhe des relativen Standardfehlers entscheidet oft darüber, ob ein Ergebnis veröffentlicht werden kann oder nicht. Der relative Standardfehler wird in Stichprobenerhebungen als $\widehat{CV(\hat{Y})} = \sqrt{\widehat{Var(\hat{Y})}} / \hat{Y}$ geschätzt. Dabei ist $\hat{Y}$ der geschätzte Totalwert eines interessierenden Ergebnisses und $\widehat{Var(\hat{Y})}$ die zugehörige Varianz. Die konkrete Berechnungsformel der Varianz hängt von dem Stichprobendesign (wie beispielsweise einer geschichteten Zufallsstichprobe, oder einer Zufallsstichprobe mit Klumpen als Auswahleinheiten) und der verwendeten Hochrechnungsmethodik ab. Die Zielsetzung bei der Stichprobenplanung besteht darin, die vorhandenen Ressourcen möglichst effizient einzusetzen, also möglichst präzise Ergebnisse für einen vorgegebenen Gesamtstichprobenumfang oder aber den kleinstmöglichen Stichprobenumfang für eine vorgegebene Ergebnispräzision zu erzielen.

2.1 Schichtung

Für die Schichtung der Auswahlgesamtheit in Unternehmenserhebungen sprechen vor allem zwei Gründe: Einmal sind in beinahe jeder Stichprobenerhebung simultan verlässliche Ergebnisse für eine Vielzahl von Subgruppen bereitzustellen. Beispiele für Subgruppen sind etwa Wirtschaftszweige (WZ), Größenklassen oder auch regionale Untergliederungen. Häufig sind auch Kreuzkombinationen dieser klassifizierenden Variablen von Interesse, zum Beispiel Ergebnisse für WZ-Gruppen ausgewertet nach Bundesländern. Schichtet man nach diesen Subgruppen, können für die interessierenden Untergliederungen verlässliche Schätzwerte publiziert werden. Dies funktioniert, da vor der Erhebungsdurchführung ausreichend große Stichprobenumfänge in den interessierenden Subgruppen sichergestellt werden können. In der Stichprobentheorie werden diese durch Schichtung abgebildeten Subgruppen auch als geplante Domains bezeichnet. Ein zweiter Grund für die Popularität von geschichteten Zufallsstichproben ist, dass sich die Schichtung in der Regel positiv auf die Präzision der hochgerechneten Ergebnisse auswirkt, wenn die Schichten in Bezug auf die Zielgrößen der Erhebung möglichst homogen sind. Zu diesem Zweck werden oftmals Größenklassen in Abhängigkeit vom Umsatz oder der Beschäftigtenzahl aus der Auswahlgrundlage gebildet, wenn eine starke Korrelation dieser Variablen mit den

Zielgrößen der Erhebung besteht (Eurostat, 2006). Ein Schichtungsschema mit Kreuzkombinationen von WZ-Gruppen und Bundesländern als Subgruppen sowie der weiteren Untergliederung nach Größenklassen innerhalb dieser Subgruppen ist in ↘ Tabelle 1 beispielhaft dargestellt.

Tabelle 1
Beispielhaftes Schichtungsschema mit weiterer Untergliederung nach Größenklassen innerhalb der geplanten Domains

	WZ-Gruppe	Größenklasse	Schichtnummer
Schleswig-Holstein	451	1	1
		2	2
		3	3
	452	1	4
	...		
Hamburg	451	1	9
		2	10
		3	11
	...		

Die Verwendung von Größenklassen erfordert eine ganze Reihe von bedeutsamen Entscheidungen, beispielsweise die Auswahl der Variable als Grundlage für die Bildung von Größenklassen, die Entscheidung über die Anzahl der zu bildenden Größenklassen sowie die Bestimmung der Klassengrenzen. In der Praxis bestimmen extern formulierte Anforderungen einige dieser Entscheidungen – etwa, dass das Statistische Amt der Europäischen Union (Eurostat) die Lieferungen von Ergebnissen für bestimmte Größenklassen fordert. Alternativ können Größenklassen auf der Grundlage fachlicher Expertisen bestimmt werden. Es besteht schließlich auch die Möglichkeit, eine optimale Einteilung der Größenklassen vorzunehmen, sodass eine möglichst präzise Schätzung der Zielgrößen erfolgt (Hidiroglou/Lavallée, 2009).

Im Allgemeinen wird eine weitere Schichtung nach Größenklassen innerhalb der geplanten Domains über die Effizienzgewinne bei der Schätzung von Total- und Mittelwerten begründet. Bei Konjunkturstatistiken liegt der Fokus aber auf Veränderungsraten. Aus diesem Grund erscheint die Betrachtung einer Schichtung mit dem Ziel von homogenen Veränderungsraten innerhalb der Schichten als natürliche Alternative. Daher bietet es sich an, bei der Stichprobenplanung anstatt der Größenklassen (siehe Tabelle 1) Schichten zu bilden, die bezüglich ihrer Zeitreihenmuster möglichst homogen sind.

Mörixbauer und Wein (2019) schlagen vor, die Ähnlichkeit von verschiedenen, unternehmensspezifischen Umsatz-Zeitreihen mithilfe einer Komponentenzerlegung zu messen. Eine Standardzerlegung von Zeitreihen in einzelne Komponenten ist jene in eine Trend-Zyklus-Komponente, eine Saisonkomponente sowie eine irreguläre Komponente. Die Trend-Zyklus-Komponente beschreibt die mittel- bis langfristige Veränderung einer Zeitreihe, die Saisonkomponente zeigt wiederkehrende saisonale Abweichungen vom Trend während einer bekannten Periode – etwa die jährliche Zunahme von Einzelhandelsumsätzen in der Weihnachtszeit. Die irreguläre Komponente stellt unsystematische Veränderungen einer Zeitreihe nach Berücksichtigung der Trend-Zyklus-Komponente und der Saisonkomponente dar.

Eine Besonderheit im Anwendungsfall der Schichtung für Konjunkturstatistiken ist, dass sich die verfügbaren Zeitreihen aus dem Auswahlrahmen nur auf ein Jahr beziehen und somit sehr kurz sind. Aus diesem Grund ist es nicht möglich, die Standardverfahren zur Zeitreihenzerlegung zu nutzen. Stattdessen könnten vereinfachte Ansätze mit stärkeren Modellannahmen, beispielsweise bezüglich der Entwicklung im Zeitverlauf, angewendet werden. So wäre der lineare Trend mithilfe des Steigungsparameters eines linearen Regressionsmodells zu schätzen. Saisonfiguren könnten über durchschnittliche Quartalswerte berechnet werden. Die Modellannahmen können und sollten überprüft werden. Das beschriebene Vorgehen kann aber selbst dann für die Schichtung nützlich sein, wenn die Erfüllung der Annahmen nicht gegeben ist. Dies gilt, solange es möglich ist, dadurch einen substanziellen Anteil der Variation der Zielparameter zu erklären.

Um möglichst homogene Schichten zu bilden, bietet es sich an, den berechneten Trend und die Saisonfiguren als Einflussfaktoren bei einer Clusteranalyse zu nutzen. Diese ist dazu geeignet, die multivariate Zusammenhangsstruktur in einem Datensatz aufzudecken. An dieser Stelle können auch weitere Einflussfaktoren berücksichtigt werden, zum Beispiel die Korrelation zwischen der Anzahl der Handelstage und dem Umsatz.

Für die Schichtenbildung stehen verschiedene Clusterverfahren zur Auswahl, dabei kann zwischen hierarchischen und nicht hierarchischen Verfahren unterschie-

den werden. Das wohl bekannteste nicht hierarchische Verfahren ist der K-means-Ansatz. Dabei werden die Einheiten einem von *K* Clustern so zugeordnet, dass der mittlerer Abstand der Clustermitglieder vom Clusterzentrum minimiert wird (Hastie und andere, 2008, hier: Seite 509). Grundlage der hierarchischen Clusteranalyse ist eine Distanzmatrix, welche für jede Einheit die Distanz zu allen anderen Einheiten enthält. Als Ausgangspunkt bildet jede Einheit ein eigenes Cluster. Es werden dann schrittweise Cluster zusammengefasst, sodass die Distanz zwischen den Einheiten in einem Cluster möglichst klein ist.

In der praktischen Anwendung entstehen mit der Schichtenbildung über das Clusterverfahren zwei Probleme. So kann das Clusterverfahren zu einer sehr ungleichen Schichtgröße innerhalb der Domains führen. Es kann zum Beispiel passieren, dass es innerhalb einer Domain eine Schicht mit nahezu allen Einheiten gibt, während den übrigen Schichten nur ein oder wenige Unternehmen zugeordnet werden. Dies kann in dünn besetzten Schichten zu Schwierigkeiten bei einer angestrebten Stichprobenrotation führen, weil keine neuen Einheiten zum Austausch der ausscheidenden Einheiten zur Verfügung stehen. Die Problematik der ungleichen Schichtgrößen gibt es auch bei der Schichtung nach Größenklassen: Dort sind die dünn besetzten Schichten aber im Regelfall bei den größten Unternehmen zu finden, deren Belastung durch die Stichprobenteilnahme geringer ist als die kleiner Unternehmen. Zudem ist es bei Größenklassen einfacher, diesem Problem gegebenenfalls durch eine Anpassung der Schichtgrenzen entgegenzuwirken. Das zweite praktische Problem entsteht, wenn eine Stichprobenkoordination zwischen mehreren Erhebungen angestrebt wird. Ziel der Stichprobenkoordination ist eine möglichst gleichmäßige Verteilung der Belastung der Auskunftspflichtigen über mehrere Erhebungen hinweg. Um verschiedene Erhebungen in ein gemeinsames System der Stichprobenkoordination zu integrieren, ist eine möglichst einheitliche Schichtung in den zugehörigen Erhebungen nützlich, auch wenn dies für die einzelne Erhebung weniger effizient ist (van Delden und andere, 2019).

2.2 Stichprobenaufteilung

Im Regelfall werden bei einer Erhebung simultan Schätzwerte für eine Vielzahl von Ergebnisuntergliederungen von mehreren Variablen benötigt. Im Bereich der Konjunkturstatistiken liegt das Hauptaugenmerk auf konjunkturellen Entwicklungen, also Veränderungs- beziehungsweise Wachstumsraten. Im Folgenden wird davon ausgegangen, dass die interessierenden Untergliederungen geplante Domains sind, die in den Unternehmensstatistiken oftmals auch als Schichtgruppen bezeichnet werden. Insgesamt gibt es G verschiedene Schichtgruppen, die durch g, mit $g = 1, \ldots, G$, indexiert werden. Darüber hinaus bezeichne Y_g den Totalwert des Untersuchungsmerkmals in Schichtgruppe g, für welchen eine Veränderungsrate berechnet werden soll. Die Veränderungsrate zwischen den Zeitpunkten $t-1$ und t, mit $t=1, \ldots, T$ als Index für die einzelnen Zeitpunkte, ist dabei wie folgt definiert:

$$(1) \qquad V_g^{(t)} = \frac{Y_g^{(t)}}{Y_g^{(t-1)}} - 1 = \frac{\sum_{h \in g} Y_h^{(t)}}{\sum_{h \in g} Y_h^{(t-1)}} - 1 \; \forall$$

Die zweite Umformung folgt dabei aus der Annahme einer Schichtung innerhalb der geplanten Domains, weshalb sich der Schichtgruppentotalwert als Summe der Schichttotalwerte darstellen lässt. Dabei ist die Notation $\sum_{h \in g}$ so zu verstehen, dass sich die Summe über alle Schichten erstreckt, die zur Schichtgruppe g gehören. Im Folgenden wird von einer einfachen Zufallsauswahl innerhalb der Schichten ausgegangen. Selbstverständlich sind die Veränderungsrate $V_g^{(t)}$ und ihre Komponenten $Y_g^{(t)}$ sowie $Y_g^{(t-1)}$ in der Praxis unbekannt und müssen anhand der Erhebungsdaten geschätzt werden. Für eine präzise Schätzung der Veränderungsrate ist also die präzise Schätzung des Wachstumsfaktors relevant:

$$(2) \qquad Q_g^{(t)} = \frac{Y_g^{(t)}}{Y_g^{(t-1)}} = \frac{\sum_{h \in g} Y_h^{(t)}}{\sum_{h \in g} Y_h^{(t-1)}} \; \forall \, g$$

Deshalb stellt sich zunächst die Frage, welches Schätzverfahren für die Hochrechnung von $Q_g^{(t)}$ beziehungsweise der Komponenten $Y_g^{(t)}$ sowie $Y_g^{(t-1)}$ verwendet werden soll. Im Folgenden gehen wir davon aus, dass beide Totalwerte mithilfe der freien Hochrechnung (Horvitz-Thompson Schätzer) geschätzt werden, sodass die Stichprobeneinheiten mit den inversen Auswahlwahrscheinlichkeiten gewichtet werden (Lohr, 2010). Damit erhält man geschätzte Totalwerte $\hat{Y}_g^{(t)}$ und $\hat{Y}_g^{(t-1)}$ und es ergibt sich der folgende Schätzer für den Wachstumsfaktor:

(3) $$\hat{Q}_g^{(t)} = \frac{\hat{Y}_g^{(t)}}{\hat{Y}_g^{(t-1)}} \; \forall g.$$

Bei dem Schätzer (3) handelt es sich um einen Verhältnisschätzwert. Für die Zwecke der Stichprobenaufteilung ist deshalb die Varianzapproximation für den Wachstumsfaktor über eine Taylor-Linearisierung hilfreich. Es resultiert der folgende Ausdruck (van den Brakel, 2010):

(4) $$Var\left(\hat{Q}_g^{(t)}\right) \approx \frac{1}{\left(Y_g^{(t-1)}\right)^2} \cdot \sum\nolimits_{h \in g} N_h^2 \cdot \left(\frac{1}{n_h} - \frac{1}{N_h}\right) \cdot S_{h,z}^{(t)^2},$$

mit $S_{h,z}^{(t)^2}$ als Varianz der transformierten Variable $z_{h,i}^{(t)} = y_{h,i}^{(t)} - Q_g^{(t)} \cdot y_{h,i}^{(t-1)}$, $i = 1, \ldots, N_h$ in der Grundgesamtheit in Schicht h.

Eine besonders relevante Frage bei der Stichprobenaufteilung ist, für welche Aggregationsebenen Anforderungen an die Qualität der Schätzungen gestellt werden. So gibt es in der Literatur eine Reihe von Ansätzen zur Stichprobenallokation, die neben den Schätzungen für Aggregate (zum Beispiel den Wachstumsfaktor für den Bund) auch die Schätzungen für die Domains (zum Beispiel den Wachstumsfaktor der einzelnen Länder) berücksichtigen. Die meisten dieser Ansätze behandeln den Fall von geplanten Domains. Dabei besteht ein Zielkonflikt zwischen einer hohen Ergebnisqualität für Aggregate und verlässlichen Subgruppenergebnissen (Rebecq/Merly-Arpa, 2018).

Ein besonders populäres Verfahren in der Literatur, das den eben beschriebenen Zielkonflikt berücksichtigt, ist die Power-Allokation nach Bankier (1988). Dabei wird eine Summe der gewichteten relativen Standardfehler der Domainergebnisse minimiert, wobei die Gewichte so gewählt werden, dass sie die Relevanz der Domains widerspiegeln. Das Konzept ist grundsätzlich für die Schätzung von Totalwerten entwickelt worden. Es enthält einen Parameter, mit dem zwischen der optimalen Neyman-Aufteilung für die höchste Aggregationsebene und einer Allokation, welche eine Glättung der relativen Standardfehler der Domains anstrebt, interpoliert werden kann. Rein formal wird bei der Power-Allokation folgende Zielfunktion minimiert (Bankier, 1988):

(5) $$\min_{n_1, \ldots, n_H} F = \sum\nolimits_{h=1}^{H} \left(X_h^q \, CV(\hat{Y}_h)\right)^2,$$

wobei eine Nebenbedingung bezüglich des Gesamtstichprobenumfangs einzuhalten ist, das heißt $\sum_{h=1}^{H} n_h = n$.

In Formel (5) bezeichnet $CV(\hat{Y}_h) = \sqrt{Var(\hat{Y}_h)}/Y_h$ den relativen Standardfehler des Totalwerts in Schicht h, $Var(\hat{Y}_h) = N_h^2 \, (n_h^{-1} - N_h^{-1}) \, S_{h,y}^2$, wobei $S_{h,y}^2$ die Varianz der Zielvariable in Schicht h der Grundgesamtheit angibt. Schließlich ist X_h ein Maß für die Größe (Wichtigkeit) von Schicht h und q ist eine Konstante zwischen 0 und 1. Wählt man $q = 1$ und $X_h = Y_h$, resultiert die Neyman-Allokation. Die Wahl $q = 0$ führt hingegen tendenziell zu einer Glättung der relativen Standardfehler in den Subgruppen.

Im Statistischen Bundesamt wurde zur Stichprobenaufteilung für Erhebungen mit dem Ziel des Ausweises von Schichtgruppenergebnissen für lange Zeit die Allokation nach Schäffer (1961) angewendet. Diese basiert auf dem Prinzip der vergleichbaren, abgestuften Präzision. Die Grundidee ist, dass wenn zwei Schichtgruppen bezüglich ihrer Totalwerte in einer vergleichbaren Größenordnung liegen, auch ein ähnlicher relativer Standardfehler in beiden Schichtgruppen erreicht werden sollte. Gleichzeitig sollten Schichtgruppen mit größeren Totalwerten mit einer höheren Präzision (also einem kleineren relativen Standardfehler) geschätzt werden als solche mit kleineren Totalwerten. Diese Abstufung trägt dazu bei, dass für höhere Aggregationsebenen dennoch präzise Ergebnisse resultieren. Gemäß diesem Prinzip wird eine Allokation gesucht, die die Bedingung

(6) $$CV(\hat{Y}_g) \propto Y_g^{-\alpha} \; \forall g,$$

erfüllt, mit α als Konstante (Abstufungsexponent), welche Werte zwischen 0 und ½ annehmen kann. Im Extremfall $\alpha = 0$ resultiert eine Allokation, die identische relative Standardfehler der Schichtgruppenergebnisse anstrebt. In der Praxis ist dies jedoch selten wünschenswert, da einzelne Schichtgruppen für das Gesamtergebnis meistens bedeutsamer sind als andere.

Hohnhold (2010) hat die Ansätze von Schäffer und Bankier unter dem gemeinsamen Schirm einer generalisierten Power-Allokation vereint. Seine Beobachtung war, dass die Power-Allokation (5) die euklidische Norm der gewichteten relativen Standardfehler minimiert, während Schäffers Aufteilung (6) aus der Minimierung der Supremums-Norm der gewichteten relativen Standardfehler resultiert. Daher folgt sein Vorschlag, allgemeine

p-Normen von gewichteten relativen Standardfehlern zu minimieren mit $2 \leq p \leq \infty$. Die zu minimierende Zielfunktion der generalisierten Power-Allokation lautet

$$(7) \qquad \min_{n_1,\ldots,\, n_H} F = \sum_{g=1}^{G} \left(\frac{1}{C_g \cdot Y_g^{1-q}} \cdot \sqrt{\sum_{h \in g} N_h^2 \cdot \left(\frac{1}{n_h} - \frac{1}{N_h} \right) \cdot S_{h,y}^2} \right)^p$$

unter den Nebenbedingungen

$$(8) \qquad \sum_{h=1}^{H} n_h = n \text{ und}$$

$$(9) \qquad a_h \leq n_h \leq b_h \; \forall h.$$

Dabei bezeichnen a_h und b_h die Unter- beziehungsweise Obergrenze des zulässigen Stichprobenumfangs in Schicht h. Der Parameter C_g stellt eine weitere Möglichkeit dar, einzelne Schichtgruppen stärker oder schwächer zu gewichten. Die meistgenutzte Wahl entspricht $C_g = 1$. Es kann gezeigt werden, dass die generalisierte Power-Allokation (7) durch geeignete Wahl der Parameter p und q die Power-Allokation nach Bankier und die Genauigkeitsabstufung nach Schäffer als Spezialfälle enthält.

Seit der Einführung der generalisierten Power-Allokation im Jahr 2010 hat diese Methode aufgrund ihrer hohen Flexibilität Schäffers Ansatz als die Standardmethode zur Stichprobenaufteilung im Statistischen Bundesamt abgelöst. Für die Lösung des Optimierungsproblems in den Formeln (7) bis (9) stehen Softwareroutinen in Form eines SAS-Makros und R-Funktionen zur Verfügung.

Eine Gemeinsamkeit nahezu aller gerade diskutierten Aufteilungsmethoden ist, dass sie für die Schätzung von Total- beziehungsweise Mittelwerten konzipiert wurden, während im Falle der Konjunkturerhebungen die Zielgröße eine Veränderungsrate darstellt. Für die Zwecke der Konjunkturerhebungen wird die Zielfunktion (7) der generalisierten Power-Allokation modifiziert:

$$(10) \qquad \min_{n_1,\ldots,\, n_H} F = \sum_{g=1}^{G} \left(\frac{1}{C_g \cdot Y_g^{(t-1),1-q}} \cdot \sqrt{\sum_{h \in g} N_h^2 \cdot \left(\frac{1}{n_h} - \frac{1}{N_h} \right) \cdot S_{h,z}^{(t)^2}} \right)^p,$$

mit den Nebenbedingungen (8) und (9). Im Folgenden wird die als Lösung dieses Optimierungsproblems resultierende Allokation als generalisierte Power-Allokation für Wachstumsraten bezeichnet, um sie von der Lösung des Optimierungsproblems der Formeln (7) bis (9) zu unterscheiden (die als generalisierte Power-Allokation für Totalwerte bezeichnet werden). Augenscheinlich weist die Zielfunktion (10) eine große Ähnlichkeit zur Zielfunktion (7) auf. Für die Lösung des Optimierungsproblems (10) können ebenfalls die vorhandenen Softwareroutinen genutzt werden, wobei es Unterschiede bei den Inputfaktoren gibt. Zum einen wird $S_{h,z}^{(t)^2}$ anstelle von $S_{h,y}^2$ genutzt, das heißt die Populationsvarianz der transformierten Variablen, und zum anderen der Totalwert für Schichtgruppe $t-1$ zum Zeitpunkt anstelle des aktuellen Totalwertes.

Um Intuition hinsichtlich des zu minimierenden Ausdrucks in Formel (10) zu entwickeln, sei daran erinnert, dass der Standardfehler des Wachstumsfaktors durch

$$\sqrt{Var\left(\hat{Q}_g^{(t)}\right)} \approx \sqrt{\sum_{h \in g} N_h^2 \cdot \left(\frac{1}{n_h} - \frac{1}{N_h} \right) \cdot S_{h,z}^{(t)^2}} \;/\; Y_g^{(t-1)}$$

approximiert wird (siehe Formel [4]).

Somit wird deutlich, dass in Formel (10) die Varianz der Wachstumsfaktoren anstelle der Varianz des Totalwerts in Formel (7) enthalten ist, da bei Konjunkturerhebungen das Hauptaugenmerk auf der Schätzung von Wachstumsfaktoren beziehungsweise Veränderungsraten und nicht auf der Schätzung von Totalwerten liegt.

Bei der Stichprobenaufteilung zum Zweck der simultanen Schätzung von Totalwerten in Schichtgruppen ist die Gewichtung von relativen Standardfehlern vorzuziehen, da der alleinige Vergleich von Standardfehlern nicht aussagekräftig ist. Dies liegt daran, dass der Standardfehler nicht normiert ist und sich die Totalwerte in den Schichtgruppen oft substanziell voneinander unterscheiden. Bei der generalisierten Power-Allokation für Totalwerte (Formel [7]) wird die p-Norm der gewichteten relativen Standardfehler der Totalwerte minimiert, sofern $q \neq 1$ gewählt wird. Bei der generalisierten Power-Allokation für Wachstumsfaktoren (Formel [10]) wird die p-Norm der gewichteten Standardfehler der Wachstumsfaktoren minimiert. Durch die Wahl von $C_g = Q_g^{(t)}$ könnte mit Formel (10) auch die p-Norm der gewichteten relativen Standardfehler minimiert werden. Bei der Stichprobenaufteilung für Wachstumsfaktoren stellt sich die

Frage, ob die Gewichtung von relativen Standardfehlern überhaupt vorzuziehen ist. Auf der einen Seite ist die Variation der Zielgrößen bei Wachstumsfaktoren meist substanziell kleiner als bei Totalwerten. Wenn nun die Volatilität von einer zur anderen Periode eher gering ausfällt und relativ ähnliche Wachstumsfaktoren in den Schichtgruppen resultieren, dann sollte die Verwendung gewichteter Standardfehler in Formel (10) zu ziemlich ähnlichen Ergebnissen wie die Verwendung gewichteter relativer Standardfehler führen. Auf der anderen Seite führt die aktuelle COVID-19-Pandemie zu extrem kleinen Wachstumsfaktoren in manchen Wirtschaftsbereichen: So ist etwa im Gastgewerbe der Umsatz im April 2020 um beinahe 76 % im Vergleich zum April 2019 eingebrochen (Statistisches Bundesamt, 2020). Da der Standardfehler in solchen Fällen durch einen Wert nahe Null geteilt werden würde, können selbst kleine Standardfehler zu sehr großen relativen Standardfehlern führen. Dies wäre dann als Indiz einer enormen Unsicherheit bezüglich der Stichprobenfehler zu interpretieren.

3

Stichprobenplanung für die Konjunkturstatistiken des Handels und der Dienstleistungen

In den Konjunkturerhebungen des Handels- und Dienstleistungsbereichs werden Mix-Modelle eingesetzt, welche die Nutzung von Verwaltungs- und Erhebungsdaten kombinieren, um aktuelle und verlässliche Informationen über die konjunkturelle Entwicklung zu liefern (Fischer/Oertel, 2009).

Für die Abbildung der Umsatzentwicklung von kleinen rechtlichen Einheiten (= Unternehmen) werden Verwaltungsdaten genutzt, während für die großen, umsatzstarken Unternehmen Daten aus Primärerhebungen verwendet werden. In der Vergangenheit wurden die Primärerhebungskomponenten der meisten Konjunkturerhebungen im Handel und Dienstleistungsbereich als Vollerhebungen durchgeführt. Im Zuge der Umsetzung der EBS-Verordnung[1] kommt es zu einer Ausweitung der Berichtspflichten auf neue Wirtschaftszweige, weshalb die Vollerhebungskomponenten der Mix-Modelle durch Stichproben ersetzt werden sollten. Dies wird auch als „Mix-Modell 2.0“ bezeichnet (Mörixbauer/Wein, 2019).

Da kaum Erfahrungen für die Stichprobenplanung von Konjunkturerhebungen vorlagen, wurden in Simulationsstudien die verschiedenen Methoden miteinander verglichen und dazu die Daten der Vollerhebungen der Jahre 2013 bis 2017 genutzt. In Bereichen ohne Vollerhebungsdaten wurde die Simulationsgesamtheit durch Verwaltungsdaten angereichert. Der Auswahlsatz für den Stichprobenteil bei den großen Einheiten betrug dabei in jeder der Statistiken etwa 45 % der rechtlichen Einheiten. Die Stichprobenziehung wurde für jede getestete Methode 1 000-mal simuliert und der Wachstumsfaktor zum Vorjahresmonat geschätzt. Einen Überblick über die möglichen Stichprobendesigns liefert ↘ Übersicht 1.

Als Ergebnis lässt sich Folgendes zusammenfassen: Bei den getesteten Erhebungen ist sowohl bei Anwendung der „klassischen“ Stichprobenverfahren für Strukturstatistiken als auch bei Anwendung der für Konjunkturstatistiken entwickelten Methoden die Produktion von hinreichend genauen Schätzern für viele Subgruppen möglich. Ursächlich hierfür ist vermutlich der verhältnismäßig hohe Auswahlsatz bei den durch eine Primärerhebung abgedeckten großen Einheiten. In ↘ Grafik 1 sind die Ergebnisse für den Wachstumsfaktor des Umsatzes im Handel mit Kraftfahrzeugen (Kfz-Handel)[2] auf Bundesebene für die vier WZ-Gruppen dargestellt. Schwarz

1 EBS: European Business Statistics.

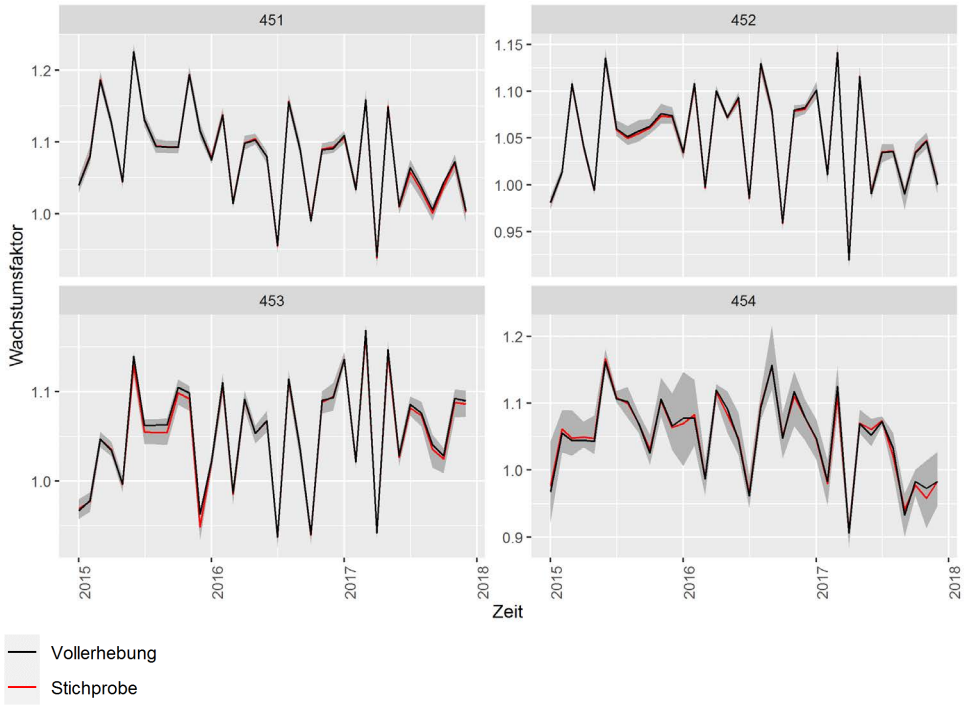
2 Abschnitt G „Handel; Instandhaltung und Reparatur von Kraftfahrzeugen“ der Klassifikation der Wirtschaftszweige, Ausgabe 2008 (WZ 2008).

Übersicht 1
Optionen bei der Stichprobenplanung

Schichtung innerhalb von Schichtgruppen	Option S1: Umsatzgrößenklassen
	Option S2: Cluster mit ähnlichen Zeitreiheneigenschaften
Methode der Stichprobenaufteilung	Option A1: Generalisierte Power-Allokation für Totalwerte ($C_g = 1, p = \infty$)
	Option A2: Generalisierte Power-Allokation für Wachstumsfaktoren ($C_g = 1, p = \infty$)

Grafik 1

Vergleich der geschätzten und wahren Zeitreihe des Bundesergebnisses in der WZ-Abteilung 45 „Handel mit Kraftfahrzeugen; Instandhaltung und Reparatur von Kraftfahrzeugen“ bei der Stichprobenaufteilung für Wachstumsfaktoren und Schichtung nach Umsatzgrößenklassen



45.1 = Handel mit Kraftwagen

45.2 = Instandhaltung und Reparatur von Kraftwagen

45.3 = Handel mit Kraftwagenteilen und -zubehör

45.4 = Handel mit Krafträdern, Kraftradteilen und -zubehör; Instandhaltung und Reparatur von Krafträdern

Der graue Bereich gibt das Intervall an, in das 90 % der geschätzten Werte fallen.
Gruppen der Klassifikation der Wirtschaftszweige, Ausgabe 2008 (WZ 2008).

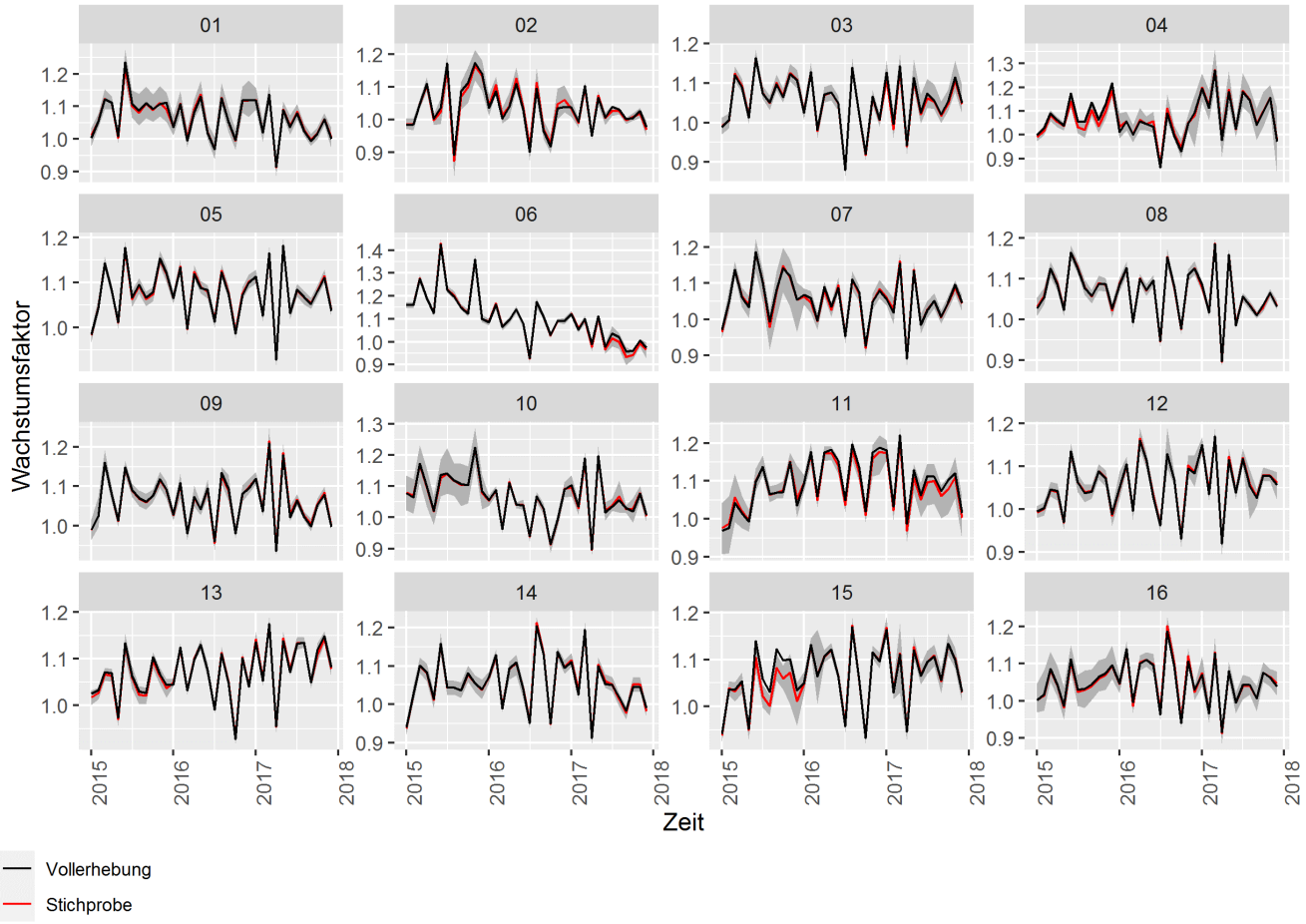
2021 - 0352

sind die Benchmarks abgebildet, diese wurden mithilfe der Vollerhebungsdaten berechnet. Rot sind die Mittelwerte aus den 1 000 geschätzten Wachstumsfaktoren dargestellt. Wenn die schwarze und die rote Linie identisch sind, wurde bei den Schätzungen im Mittel der wahre Wachstumsfaktor beziehungsweise die wahre Veränderungsrate getroffen. Der graue Bereich gibt das Intervall an, in den 90 % der geschätzten Werte fallen. Je kleiner dieser Bereich ist, desto kleiner ist die Varianz des geschätzten Wachstumsfaktors und somit der geschätzten Veränderungsrate. Auffallend ist, dass die Varianz des Schätzers in der WZ-Gruppe 45.4 (Handel mit Krafträdern, Kraftradteilen und -zubehör; Instandhaltung und Reparatur von Krafträdern) zu vielen Zeitpunkten größer als in den übrigen WZ-Gruppen ist. Die Erklärung hierfür ist, dass der WZ-Gruppe 45.4 deutlich weniger Einheiten zugeordnet sind und Stichprobenergebnisse im Allgemeinen unpräzisere Ergebnisse für kleinere Gliederungsebenen erzielen. Die Wachstumsfaktoren und das 90-%-Intervall für die Länderergebnisse sind in ↘ Grafik 2 dargestellt.

Die Ergebnisqualität bei der Schichtung nach Zeitreiheneigenschaften war nicht grundsätzlich besser (aber auch nicht grundsätzlich schlechter) als bei der Schichtung nach Größenklassen. Für den Vergleich der Methoden wurde der RMSE (Root Mean Square Error) genutzt. Der RMSE ist ein Maß für die Genauigkeit eines Schätzers. In ihn gehen sowohl die Varianz der 1 000 geschätzten Ergebnisse ein als auch die Abweichungen der Schätzungen vom „wahren“ Wert. Die Ergebnisqualität

Grafik 2

Vergleich der geschätzten und wahren Zeitreihe der Länderergebnisse in der WZ-Abteilung 45 „Handel mit Kraftfahrzeugen; Instandhaltung und Reparatur von Kraftfahrzeugen“ bei der Stichprobenaufteilung für Wachstumsfaktoren und Schichtung nach Umsatzgrößenklassen



01	Schleswig-Holstein	09	Bayern
02	Hamburg	10	Saarland
03	Niedersachsen	11	Berlin
04	Bremen	12	Brandenburg
05	Nordrhein-Westfalen	13	Mecklenburg-Vorpommern
06	Hessen	14	Sachsen
07	Rheinland-Pfalz	15	Sachsen-Anhalt
08	Baden-Württemberg	16	Thüringen

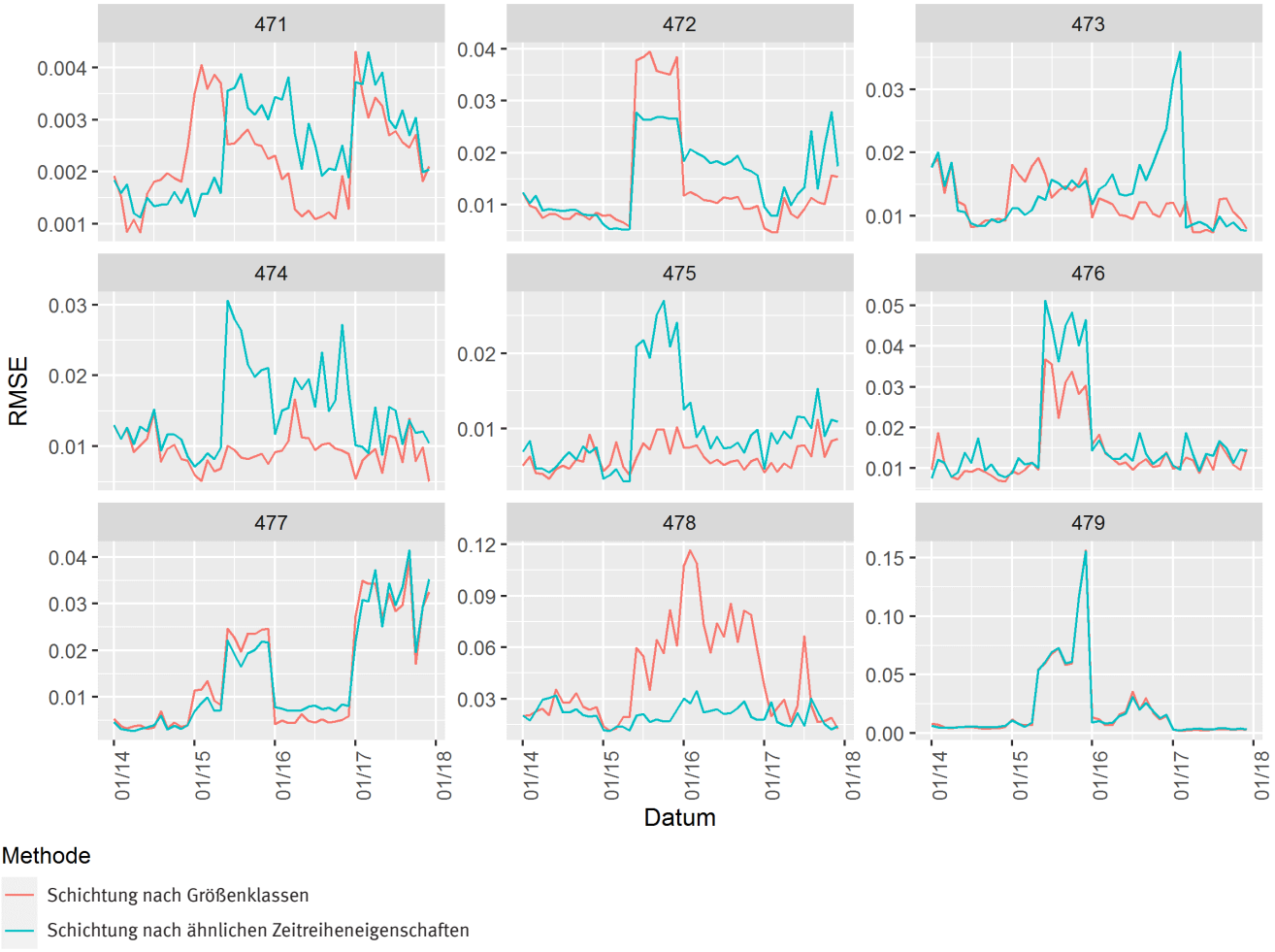
Der graue Bereich gibt das Intervall an, in das 90 % der geschätzten Werte fallen.

2021 - 0353

ist umso besser, je niedriger der RMSE ist. Ein Wert von null bedeutet, dass der geschätzte Wachstumsfaktor der Stichprobe immer der Benchmark entspricht. In den ↘ Grafiken 3 und 4 ist der RMSE der WZ-Abteilung 47 „Einzelhandel (ohne Handel mit Kraftfahrzeugen)“ für den Wachstumsfaktor vom Umsatz für die Schichtung nach Größenklassen und für die Schichtung nach ähnlichen Zeitreiheneigenschaften abgebildet. Auffallend in Grafik 3 ist, dass das Ergebnis in der WZ-Gruppe 47.9 „Einzelhandel, nicht in Verkaufsräumen, an Verkaufs-

Grafik 3

Vergleich des RMSE vom Wachstumsfaktor des Umsatzes auf Bundesebene für die Schichtung nach Größenklassen im Vergleich zur Schichtung nach ähnlichen Zeitreiheneigenschaften in der WZ-Abteilung 47 „Einzelhandel (ohne Handel mit Kraftfahrzeugen)“



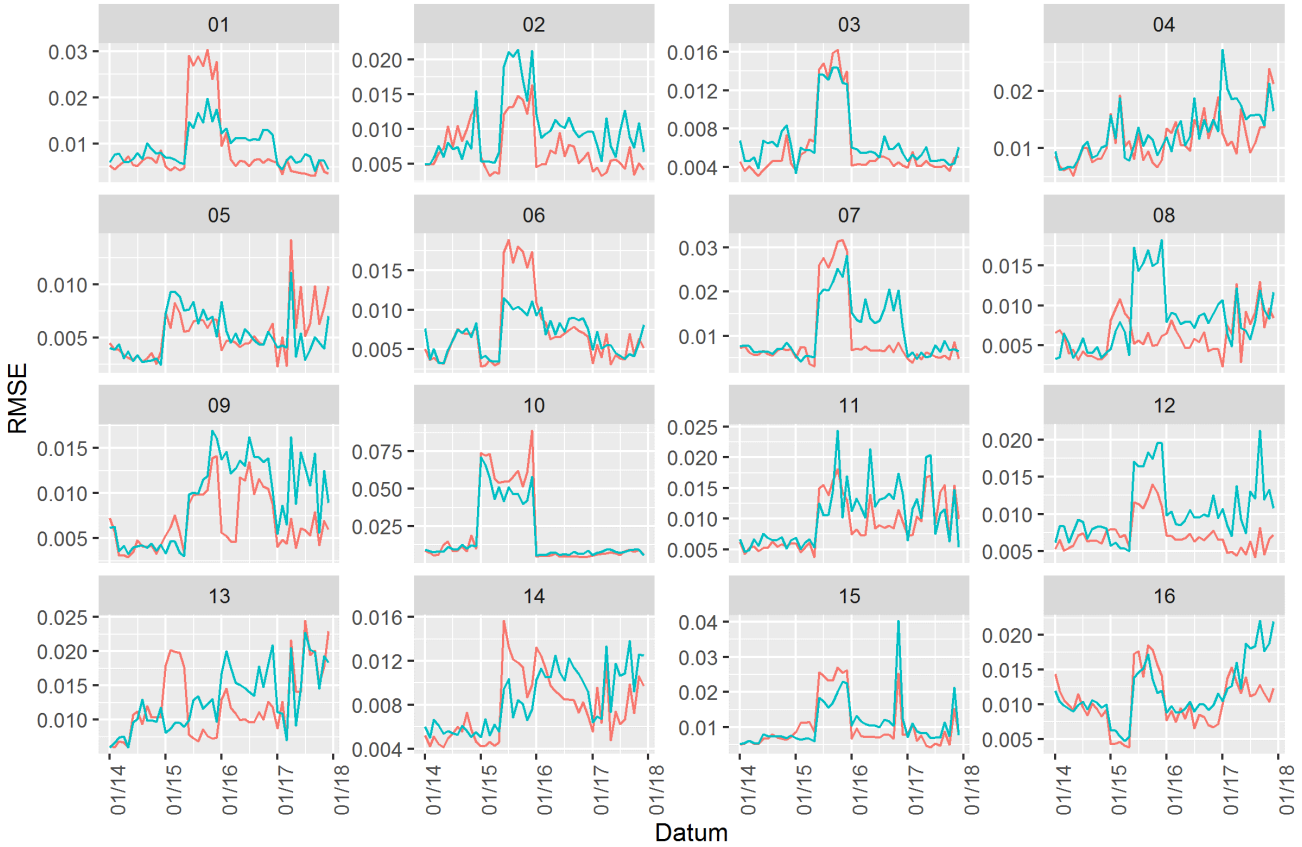
47.1 Einzelhandel mit Waren verschiedener Art (in Verkaufsräumen)
47.2 Einzelhandel mit Nahrungs- und Genussmitteln, Getränken und Tabakwaren (in Verkaufsräumen)
47.3 Einzelhandel mit Motorenkraftstoffen (Tankstellen)
47.4 Einzelhandel mit Geräten der Informations- und Kommunikationstechnik (in Verkaufsräumen)
47.5 Einzelhandel mit sonstigen Haushaltsgeräten, Textilien, Heimwerker- und Einrichtungsbedarf (in Verkaufsräumen)
47.6 Einzelhandel mit Verlagsprodukten, Sportausrüstungen und Spielwaren (in Verkaufsräumen)
47.7 Einzelhandel mit sonstigen Gütern (in Verkaufsräumen)
47.8 Einzelhandel an Verkaufsständen und auf Märkten
47.9 Einzelhandel, nicht in Verkaufsräumen, an Verkaufsständen oder auf Märkten

2021 - 0354

ständen oder auf Märkten“ im Jahr 2015 für beide Aufteilungsmethoden am schlechtesten ist. Eine Erklärung liefert die Betrachtung der Benchmark der WZ-Gruppe 47.9 in ↘ Grafik 5. Hier ist zu erkennen, dass die Wachstumsfaktoren in der Simulationsgesamtheit außergewöhnlich hoch sind, dies führt dann zu Problemen bei der Schätzung mit einer Stichprobe. Es ist aus den Grafiken 3 und 4 ersichtlich, dass keine der Schichtungsvarianten in allen Jahren und Gliederungsebenen vorzuziehen ist.

Grafik 4

Vergleich des RMSE vom Wachstumsfaktor des Umsatzes auf Länderebene für die Schichtung nach Größenklassen im Vergleich zur Schichtung nach ähnlichen Zeitreiheneigenschaften in der WZ-Abteilung 47 „Einzelhandel (ohne Handel mit Kraftfahrzeugen)“



Methode

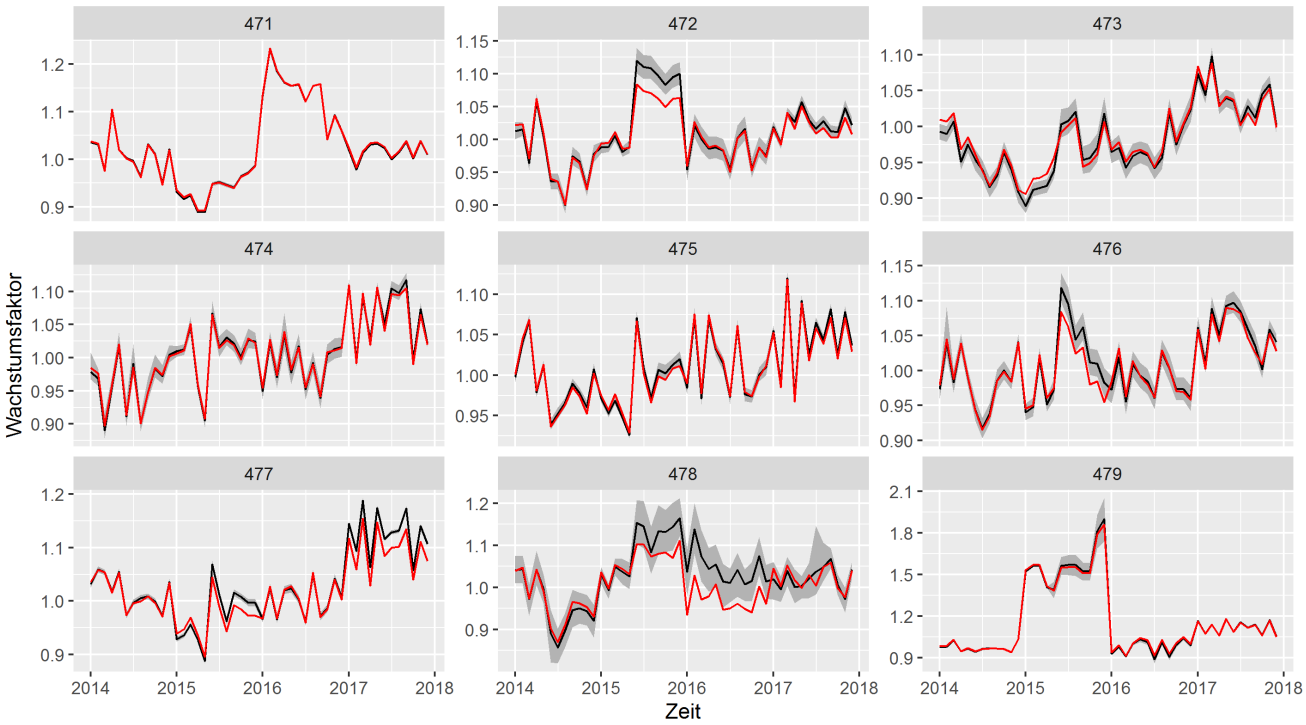
- Schichtung nach Größenklassen
- Schichtung nach ähnlichen Zeitreiheneigenschaften

01	Schleswig-Holstein	09	Bayern
02	Hamburg	10	Saarland
03	Niedersachsen	11	Berlin
04	Bremen	12	Brandenburg
05	Nordrhein-Westfalen	13	Mecklenburg-Vorpommern
06	Hessen	14	Sachsen
07	Rheinland-Pfalz	15	Sachsen-Anhalt
08	Baden-Württemberg	16	Thüringen

2021 - 0355

Grafik 5

Vergleich der geschätzten und wahren Zeitreihe der Länderergebnisse bei der Stichprobenaufteilung für Wachstumsfaktoren und Schichtung nach Umsatzgrößenklassen in der WZ-Abteilung 47 „Einzelhandel (ohne Handel mit Kraftfahrzeugen)“



47.1 Einzelhandel mit Waren verschiedener Art (in Verkaufsräumen)
47.2 Einzelhandel mit Nahrungs- und Genussmitteln, Getränken und Tabakwaren (in Verkaufsräumen)
47.3 Einzelhandel mit Motorenkraftstoffen (Tankstellen)
47.4 Einzelhandel mit Geräten der Informations- und Kommunikationstechnik (in Verkaufsräumen)
47.5 Einzelhandel mit sonstigen Haushaltsgeräten, Textilien, Heimwerker- und Einrichtungsbedarf (in Verkaufsräumen)
47.6 Einzelhandel mit Verlagsprodukten, Sportausrüstungen und Spielwaren (in Verkaufsräumen)
47.7 Einzelhandel mit sonstigen Gütern (in Verkaufsräumen)
47.8 Einzelhandel an Verkaufsständen und auf Märkten
47.9 Einzelhandel, nicht in Verkaufsräumen, an Verkaufsständen oder auf Märkten

Der graue Bereich gibt das Intervall an, in das 90 % der geschätzten Werte fallen.

2021 - 0356

Die Entscheidung für die praktische Anwendung fiel auf die Schichtung nach Größenklassen aufgrund der aufgeführten Nachteile bei der Anwendung von Clusterverfahren zur Schichtenbildung.

Der Vergleich der beiden Allokationsmethoden zeigt ein ähnliches Bild. Weder die generalisierte Power-Allokation für Wachstumsfaktoren noch die Power-Allokation für Totalwerte ist für alle Gliederungsebenen besser. Der Vergleich des RMSE für die beiden Methoden ist den ↘ Grafiken 6 und 7 zu entnehmen. Ein praktischer Nachteil der Stichprobenallokation für Wachstumsfaktoren ist möglicherweise, dass an die aktuelle Auswahlgrundlage die Umsätze der Einheiten aus der Auswahlgrundlage des Vorjahres angespielt werden müssen. Ist dies nicht für alle Einheiten möglich, wie für Neuzugänge des Vorjahres der Fall, kann dies zu weniger guten Stichprobenallokationen führen.

Grafik 6

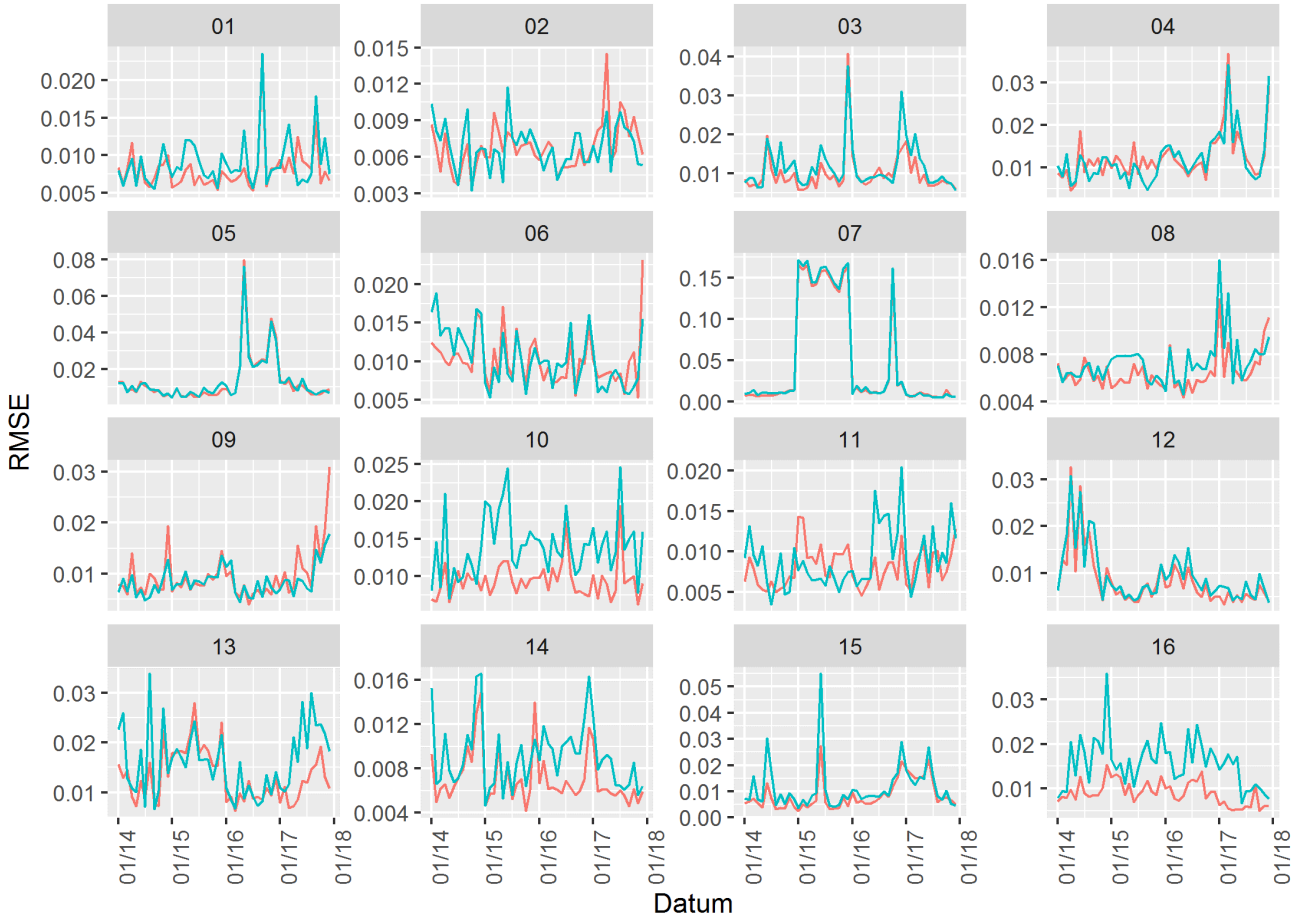
Vergleich des RMSE vom Wachstumsfaktor des Umsatzes in der WZ-Abteilung 46 „Großhandel (ohne Handel mit Kraftfahrzeugen)“ auf Bundesebene für die Stichprobenallokation für Totalwerte im Vergleich zur Stichprobenallokation für Wachstumsfaktoren

46.1 Handelsvermittlung
46.2 Großhandel mit landwirtschaftlichen Grundstoffen und lebenden Tieren
46.3 Großhandel mit Nahrungs- und Genussmitteln, Getränken und Tabakwaren
46.4 Großhandel mit Gebrauchs- und Verbrauchsgütern
46.5 Großhandel mit Geräten der Informations- und Kommunikationstechnik
46.6 Großhandel mit sonstigen Maschinen, Ausrüstungen und Zubehör
46.7 Sonstiger Großhandel
46.9 Großhandel ohne ausgeprägten Schwerpunkt

2021 - 0357

Grafik 7

Vergleich des RMSE vom Wachstumsfaktor des Umsatzes auf Länderebene in der WZ-Abteilung 46 „Großhandel (ohne Handel mit Kraftfahrzeugen)“ für die Stichprobenallokation für Totalwerte im Vergleich zur Stichprobenallokation für Wachstumsfaktoren



Methode

Allokation Totalwerte

Allokation Wachstumsraten

01	Schleswig-Holstein	09	Bayern
02	Hamburg	10	Saarland
03	Niedersachsen	11	Berlin
04	Bremen	12	Brandenburg
05	Nordrhein-Westfalen	13	Mecklenburg-Vorpommern
06	Hessen	14	Sachsen
07	Rheinland-Pfalz	15	Sachsen-Anhalt
08	Baden-Württemberg	16	Thüringen

2021 - 0358

4

Fazit

Die Untersuchungen für die Konjunkturstatistiken der Handels- und Dienstleistungserhebungen haben ergeben, dass qualitativ hochwertige Ergebnisse für Wachstumsfaktoren beziehungsweise Veränderungsraten auch mittels Stichprobenerhebungen erzielt werden können, was die Auskunftspflichtigen geringer belastet. So können beispielsweise im Großhandel im Vergleich zum Mix-Modell mit Vollerhebungskomponente bis zu 60 % aller großen Einheiten oberhalb der Abschneidegrenze entlastet werden.

Der Beitrag hat zudem gezeigt, wie die Ziele der Konjunkturstatistiken bei der Schichtung und Stichprobenallokation berücksichtigt werden können. Bei der Abwägung zwischen spezifisch für Konjunkturerhebungen entwickelten und klassischerweise in Strukturerhebungen verwendeten Methoden sind immer mögliche theoretische Vorteile mit den in der Praxis gegebenenfalls resultierenden Nachteilen abzuwägen. So ist es durchaus als Vorteil zu bewerten, dass in den Konjunkturerhebungen des Handels und der Dienstleistungen auf das Standardwerkzeug zurückgegriffen werden kann. Bei den Mix-Modellen ist der Stichprobenauswahlsatz im Stichprobenteil vergleichsweise groß, da die kleinen Betriebe über Verwaltungsdaten abgebildet werden. Somit sollte die Schichtung und Stichprobenallokation eine geringere Rolle spielen, was vermutlich auch die ähnlichen Ergebnisse bei Anwendung der klassischen und für Konjunkturerhebungen weiterentwickelten Methoden erklärt.

LITERATURVERZEICHNIS

Bankier, Michael D. *Power Allocations: Determining Sample Sizes for Subnational Areas*. In: The American Statistician. Jahrgang 42. Ausgabe 3/1988, Seite 274 ff.

Choudhry, Hussain G./Rao, J. N. K./Hidiroglou, Michael A. *On sample allocation for efficient domain estimation*. In: Survey Methodology. Jahrgang 38. Ausgabe 1/2012, Seite 23 ff.

Statistisches Amt der Europäischen Union (Eurostat)/Europäische Kommission. *Methodology of short term business statistics: Interpretation and guidelines.* 2006. [Zugriff am 18. August 2021]. Verfügbar unter: ec.europa.eu

Hastie, Trevor/Tibshirani, Robert/Friedman, Jerome. *The Elements of Statistical Learning*. New York 2008. Zweite Auflage. [Zugriff am 18. August 2021]. Verfügbar unter: web.stanford.edu

Hidiroglou, M. A./Lavallé, P. *Sampling and estimation in business surveys*. In: Pfeffermann, Danny/Rao, C. R. (Herausgeber). Handbook of Statistics: Sample Surveys: Design, Methods and Application. 2009. Ausgabe 29A, Kapitel 3 Nr. 17, Seite 441 ff.

Hohnhold, H. *Generalized power allocations*. Statistisches Bundesamt 2010. Internes Dokument.

Hyndman, Rob J./Athanasopoulos, George. *Forecasting: Principles and Practice*. Melbourne 2018.

Lehtonen, Risto/Veijanen, Ari. *Design-based methods of estimation for domains and small areas.* In: Pfeffermann, Danny/Rao, C. R. (Herausgeber). Handbook of Statistics: Sample Surveys: Design, Methods and Application. 2009. Ausgabe 29B, Kapitel 3 Nr. 17, Seite 219 ff.

Lohr, Sharon. *Sampling: Design and Analysis*. Auflage 2. Boston 2010.

Mörixbauer, Katrin/Wein, Elmar. *Extended usage of administrative data for German statstics – Final grant report – Grant Agreement Number: 822695 — 2018 DE-ESS-VIP-ADMIN. Statistisches Bundesamt.* [Zugriff am 15. September 2021]. Verfügbar unter: ec.europa.eu

Nedyalkova, Desislava/Tillé, Yves. *Optimal sampling and estimation strategies under the linear model.* In: Biometrika. Jahrgang 98, Ausgabe 3/2008, Seite 521 ff.

Rebecq, Antoine/Merly-Arpa, Thomas. *Optimizing a mixed allocation.* In: Survey Methodology. Jahrgang 44. Ausgabe 2/2018, Seite 253 ff.

Schäffer, Karl-August. *Planung geschichteter Stichproben bei Vorgabe einer Fehlerabstufung.* In: Allgemeines Statistisches Archiv. 1961. Seite 350 ff.

Smith, Paul A./Yung, Wesley. *A review and evaluation of the use of longitudinal approaches in business surveys*. In: Longitudinal and Life Course Studies. Jahrgang 10. Ausgabe 4/2019, Seite 491 ff. DOI: 10.1332/175795919X15694142999134.

LITERATURVERZEICHNIS

Statistisches Bundesamt. *Gastgewerbeumsatz im April 2020 um fast 76 % zum Vorjahresmonat eingebrochen*. Pressemitteilung Nr. 220 vom 19. Juni 2020.

van den Brakel, Jan. *Sampling and Estimation Techniques for the Implementation of New Classification Systems: the Change-Over from NACE Rev. 1.1 to NACE Rev. 2 in Business Surveys.* In: Survey Research Methods. Jahrgang 4. Ausgabe 2/2010, Seite 103 ff. DOI: https://doi.org/10.18148/srm/2010.v4i2.2354

RECHTSGRUNDLAGEN

EBS-Verordnung: Verordnung (EU) 2019/2152 des Europäischen Parlaments und des Rates vom 27. November 2019 über europäische Unternehmensstatistiken, zur Aufhebung von zehn Rechtsakten im Bereich Unternehmensstatistiken (Amtsblatt der EU Nr. L 327, Seite 1).

Herausgeber
Statistisches Bundesamt (Destatis), Wiesbaden

Schriftleitung
Dr. Daniel Vorgrimler
Redaktion: Ellen Römer

Ihr Kontakt zu uns
www.destatis.de/kontakt

Erscheinungsfolge
zweimonatlich, erschienen im Oktober 2021
Ältere Ausgaben finden Sie unter www.destatis.de sowie in der Statistischen Bibliothek.

Artikelnummer: 1010200-21005-4, ISSN 1619-2907

© Statistisches Bundesamt (Destatis), 2021
Vervielfältigung und Verbreitung, auch auszugsweise, mit Quellenangabe gestattet.