



Lionel Qualité, 14. April 2021

Strukturerhebung: Verwendung der Daten der AHV-Ausgleichskassen, des Betriebs- und Unternehmensregisters und des Gebäude- und Wohnungsregisters für die Gewichtung

Neuchâtel, 2021

Herausgeber: Bundesamt für Statistik (BFS)
Auskunft: info.pop@bfs.admin.ch, Tel: 058 467 25 25
Redaktion: Lionel Qualité, METH
Inhalt: Lionel Qualité, METH
Themenbereich: 00 Statistische Grundlagen
Originaltext: Französisch
Übersetzung: Sprachdienste BFS

Layoutkonzept: Sektion DIAM
Abbildungen: © BFS
Grafiken: © BFS
Download: www.statistik.ch
Copyright: BFS, Neuchâtel 2021
Wiedergabe unter Angabe der Quelle
für nichtkommerzielle Nutzung gestattet

Zusammenfassung

In der ersten Jahreshälfte 2020 wurden die Ergebnisse der Strukturerhebung 2018 (SE 2018) aufgrund der markanten und unerwarteten Entwicklungen zwischen der SE 2017 und der SE 2018 im Detail analysiert. Die Entwicklungen betreffen die Mietstatistiken, den Bewohner-typ, die Anzahl Zimmer der Wohnungen und den Arbeitsweg. So ist zum Beispiel der durchschnittliche Mietpreis gestiegen, der Anteil der Eigentümerinnen und Eigentümer von Erstwohnungen gesunken und die Zahl der Einzimmerwohnungen hat zugenommen.

Eine mögliche Erklärung für diese Entwicklungen ist die neue Erhebungsstrategie der SE 2018. Während früher alle Befragten gleichzeitig mit dem Papierfragebogen Zugangscodes zur Beantwortung auf elektronischem Weg erhielten, wurden den Befragten unter 65 Jahren bei der SE 2018 ausschliesslich die Zugangscodes zugestellt. Sie hatten aber die Möglichkeit, einen Papierfragebogen anzufordern. Durch diesen Wechsel veränderte sich die Teilnahmeart stark. Vor der SE 2018 nahmen rund 30% der Antwortenden elektronisch und 70% auf Papier teil. Bei der SE 2018 war dieses Verhältnis umgekehrt, d.h. rund 70% der Antwortenden wählten den elektronischen Fragebogen. Ausserdem fiel auf, dass – wie schon bei den früheren Strukturerhebungen – die elektronisch Antwortenden seltener Eigentümerinnen und Eigentümer ihrer Wohnung sind als jene, die den Papierfragebogen verwendet haben. Bei den Mieterinnen und Mietern geben Erstere zudem tendenziell höhere Mietpreise an als Letztere.

Bei den Abklärungen hat sich gezeigt, dass die Gewichtung verbessert werden kann. Möglich wird die Optimierung dank der von den Ausgleichskassen erfassten Einkommensdaten (AHV-Daten) sowie der im Gebäude- und Wohnungsregister (GWR) enthaltenen Wohnungsmerkmale. Mit den verfügbaren Daten können die Antwortwahrscheinlichkeiten der ausgewählten Personen sowie die Wahrscheinlichkeit, mit der ein Haushalt zur Nettostichprobe gehört, genauer geschätzt werden. Ausserdem können die Daten ins Kalibrierungsverfahren integriert werden. Sie ergänzen die Informationen der Bevölkerungsregister, die bereits zur Gewichtung der Stichproben für die Strukturerhebung verwendet werden, und erhöhen deren Präzision.

Die Datenanalyse hat ergeben, dass die Personen mit AHV-Einkommen im oberen Bereich der Einkommensverteilung häufiger antworten als Personen im unteren Bereich. Die wichtigste Änderung der Gewichtung besteht darin, die Gewichte in Bezug zu den AHV-Einkommen der Antwortenden anzupassen. Diese Anpassung führt dazu, dass das Gewicht der Antwortenden mit einem Einkommen im oberen Bereich der Einkommensverteilung reduziert und dasjenige der Antwortenden mit einem Einkommen im unteren Bereich erhöht wird.

Darüber hinaus wird die Zimmerzahl gemäss GWR als Kalibrierungsvariable verwendet: Die STATPOP- und die Stichprobendaten werden mit den GWR-Daten verknüpft und die Verteilung der Stichprobe nach Zimmerzahl wird an die entsprechende Verteilung der STATPOP angeglichen.

Die neue Gewichtung passt die Einkommensverteilung in der Stichprobe nach unten an und führt zu entsprechenden Auswirkungen in den Ergebnissen der SE 2018: Die Anzahl kleiner Wohnungen nimmt auf Kosten grosser Wohnungen zu, der Anteil der Wohneigentümerinnen und -eigentümer sinkt und die durchschnittlichen Mietpreise gehen leicht zurück.

Die Entwicklungen zwischen der SE 2017 und der SE 2018, die den Ausschlag für diese Arbeit gegeben haben, werden durch die verbesserte Gewichtung nur am Rande tangiert. Die wesentlichen Hypothesen zur Erklärung der geschätzten Entwicklungen sind:

1. Es handelt sich um reale Entwicklungen.
2. Das Profil der 15- bis 64-jährigen Antwortenden der SE 2018 («On-line-first»-Erhebung) unterscheidet sich vom Profil der 15- bis 64-jährigen Antwortenden der SE 2017 («Paper-first»-Erhebung). Dieser Unterschied wird von den Variablen, die zur Modellierung des Antwortmechanismus verwendet werden, nicht erfasst (bei einer Antwortrate von insgesamt 84% hat dieser Aspekt allerdings nur einen beschränkten Einfluss).
3. Die unterschiedlichen Antworten sind auf den Antwortmodus zurückzuführen (Gestaltung des Fragebogens, Verhalten der Antwortenden, unterschiedliche Bearbeitungen usw.).

Einleitung

In der ersten Jahreshälfte 2020 wurden die Ergebnisse der Strukturhebung 2018 (SE 2018) aufgrund der markanten und unerwarteten Entwicklungen zwischen der SE 2017 und der SE 2018 im Detail analysiert. Die Entwicklungen betrafen die Mietstatistiken, den Bewohnertyp, die Anzahl Zimmer der Wohnungen und den Arbeitsweg. So ist zum Beispiel der durchschnittliche Mietpreis gestiegen, der Anteil der Eigentümerinnen und Eigentümer von Erstwohnungen gesunken und die Zahl der Einzimmerwohnungen hat zugenommen.

Eine mögliche Erklärung für diese Entwicklungen ist die neue Erhebungsstrategie der SE 2018. Während früher alle Befragten gleichzeitig mit dem Papierfragebogen Zugangscodes zur Beantwortung auf elektronischem Weg erhielten, wurden den Befragten unter 65 Jahren bei der SE 2018 ausschliesslich die Zugangscodes zugestellt. Sie hatten aber die Möglichkeit, einen Papierfragebogen anzufordern. Durch diesen Wechsel veränderte sich die Teilnahmeart stark. Vor der SE 2018 nahmen rund 30% der Antwortenden elektronisch und 70% auf Papier teil. Bei der SE 2018 war dieses Verhältnis umgekehrt, d.h. rund 70% der Antwortenden wählten den elektronischen Fragebogen. Ausserdem fiel auf, dass – wie schon bei den früheren Strukturhebungen – die elektronisch Antwortenden seltener Eigentümerinnen und Eigentümer ihrer Wohnung sind als jene, die den Papierfragebogen verwendet haben. Bei den Mieterinnen und Mietern geben Erstere zudem tendenziell höhere Mietpreise an als Letztere.

Bei den Abklärungen hat sich gezeigt, dass die Gewichtung verbessert werden kann. Möglich wird die Optimierung dank der von den Ausgleichskassen erfassten Einkommensdaten (AHV-Daten) sowie der im Gebäude- und Wohnungsregister (GWR) enthaltenen Wohnungsmerkmale. Mit den verfügbaren Daten können die Antwortwahrscheinlichkeiten der ausgewählten Personen sowie die Wahrscheinlichkeit, mit der ein Haushalt zur Nettostichprobe gehört, genauer geschätzt werden. Ausserdem können die Daten ins Kalibrierungsverfahren integriert werden. Sie ergänzen die Informationen der Bevölkerungsregister, die bereits zur Gewichtung der Stichproben für die Strukturhebung verwendet werden, und erhöhen deren Präzision. Nachfolgend werden die Änderungen bei der Berechnung der Extrapolationsgewichte der Strukturhebung sowie deren Auswirkungen auf bestimmte Ergebnisse beschrieben.

Ziele

Mit den verfügbaren Daten kann einerseits die Schätzung der Antwortwahrscheinlichkeit der ausgewählten Personen verbessert werden, andererseits lässt sich die Schätzung der Wahrscheinlichkeit optimieren, dass die Haushaltszusammensetzung mit den Angaben der STATPOP übereinstimmt (Kriterium für die Zuteilung eines Haushaltsgewichts). Nach der geltenden Theorie ist eine erwartungstreue Schätzung der Totale sämtlicher inte-

ressierenden Variablen nur möglich, wenn die Gewichte mit realen Selektions- und Antwortwahrscheinlichkeiten berechnet werden. Sind die realen Antwortwahrscheinlichkeiten nicht bekannt (und in der Annahme, dass die Antwortbereitschaft tatsächlich zufallsbedingt ist), kann versucht werden, die bestmögliche Prädiktion zu erstellen. Haziza et al. (2020) weisen allerdings darauf hin, dass die Verwendung eines komplexen Antwortmodells zu einer Streuung der vorausgesagten Wahrscheinlichkeiten führt. Dadurch erhöht sich die Varianz der Schätzer gegenüber weniger detaillierten Prädiktion tendenziell. Steht das Antwortverhalten in keinem Zusammenhang mit den interessierenden Erhebungsvariablen, reicht eine einfache Schätzung mit einer einheitlichen Korrektur der Antwortausfälle. Diese ist erwartungstreu und genauer als eine Schätzung mit einer vollständigen Korrektur der Antwortausfälle. Die im Antwortmodell verwendeten Prädiktoren sollten daher sowohl einen Bezug zum Antwortverhalten als auch zu den interessierenden Erhebungsvariablen haben, damit das Verzerrungsrisiko minimiert und die Varianz in Grenzen gehalten werden kann.

Die Daten der Ausgleichskassen und des GWR können auch bei der Kalibrierung der Gewichte auf bekannte Totale herangezogen werden. Ziel ist es, die Varianz der Schätzer zu verringern, indem ihr Wert anhand von Hilfsvariablen, die in Zusammenhang mit den interessierenden Variablen stehen, kontrolliert wird. Die für die Korrektur der Antwortausfälle und die Kalibrierung verwendeten Variablen müssen nicht zwingend korrekt, aktuell oder abschliessend sein, sind aber umso nützlicher, je besser sie mit dem Antwortverhalten und den beobachteten oder konstruierten interessierenden Variablen korrelieren.

Daten der Ausgleichskassen

Bei den für die verbesserte Gewichtung der SE 2018 verwendeten Daten handelt es sich um die definitiven Daten von 2017. Die konsolidierten Daten der Ausgleichskassen sind in der Regel rund 18 Monate nach Jahresende verfügbar. Somit sind die Daten von 2017 die aktuellsten Daten, die bei der üblichen Gewichtung der Stichprobe der SE 2018 vorgelegen wären.

Die Arbeitsdatei umfasst 7 085 020 Einträge. Jeder Eintrag enthält eine AHV-Nummer, sofern diese vorliegt (andernfalls ist der Wert 0), einen Unternehmensidentifikator und einen Betriebsidentifikator, falls vorhanden (andernfalls fehlende Angabe), ein Jahreseinkommen und Beitragsangaben für jeden Monat des Jahres. Die Betriebs- und Unternehmensidentifikatoren wurden mit einem Auszug aus dem Betriebs- und Unternehmensregister (BUR) vom 30.11.2018 verknüpft.

Die Einträge können 5 267 746 verschiedenen AHV-Nummern zugeordnet werden. Eine AHV-Nummer kann in der Datei mehrfach enthalten sein, typischerweise bei Mehrfachbeschäftigten. Für jede AHV-Nummer wurden sämtliche der AHV-Nummer zugeordneten Einkommen zu einem jährlichen Gesamteinkommen zusammengezählt.

Bei den Vorarbeiten hat sich gezeigt, dass die Antwortbereitschaft mit dem Einkommen der Person zusammenhängt. Diese Einkommensvariable steht vermutlich in Zusammenhang mit

dem Mietpreis oder dem Wohnstatus, aber auch mit verschiedenen anderen bei der Erhebung erfassten Informationen wie dem Bildungsniveau oder der beruflichen Situation.

Die Angaben zum Tätigkeitsgebiet und zum Arbeitsweg in der Strukturhebung beziehen sich auf die zeitintensivste Tätigkeit des Antwortenden. Der Beschäftigungsgrad ist in den AHV-Daten nicht ersichtlich. Daher wurde beschlossen, für jede AHV-Nummer separat sämtliche im BUR aufgeführten Betriebe oder Unternehmen zu berücksichtigen, in der die Person im Jahr 2017 beschäftigt war. Davon wurden jene betrachtet, in denen die Person im Dezember oder zum spätestens Zeitpunkt im Jahr tätig war. Bei diesen Unternehmen oder Betrieben wurde schliesslich die Beschäftigung herangezogen, mit der das höchste Jahreseinkommen erzielt wurde. Sie gilt als Referenzbeschäftigung. Mit dieser Methode werden die häufigsten Situationen abgedeckt (eine einzige, konstante Beschäftigung, ein Stellenwechsel innerhalb des Jahres vor der Erhebung, zwei oder mehrere regelmässige Beschäftigungen mit ungleichen Beschäftigungsgraden und Einkommen). 5 220 908 gültige AHV-Nummern (99,1%) konnten so einem Referenzarbeitgeber zugeordnet werden.

Die AHV-Nummern wurden anhand der 4 578 627 gemeinsamen AHV-Daten mit den STAT-POP-Daten von 2018 verknüpft. 87% der 19- bis 66-jährigen Männer (gemäss STATPOP), die im Jahr 2017 folglich zwischen 18 und 65 Jahre alt waren, und 79,6% der 19- bis 65-jährigen Frauen sind in den AHV-Daten enthalten. Die Abbildungen 1 und 2 zeigen den Altersaufbau gemäss STATPOP und die Anteile der in den AHV-Daten enthaltenen Personen nach Geschlecht und Alter.

Für jede Person wurde, sofern der Referenzarbeitgeber im BUR gefunden wurde, der Tätigkeitsbereich des Betriebs oder andernfalls des Unternehmens sowie dessen Gemeinde oder Kanton aus dem BUR übernommen.

Zur Berechnung der AHV-Gesamteinkommen eines Haushalts wurden die entsprechenden Einkommen anhand der in der STATPOP erfassten Haushaltszusammensetzung zusammengezählt. Anschliessend wurde das Ergebnis durch einen Faktor geteilt, der sich nach der Haushaltszusammensetzung richtet (Äquivalenzskala der OECD: 1 für die älteste Person, 0,5 für jede weitere Person ab 14 Jahren und 0,3 für jede weitere Person unter 14 Jahren). Das Ergebnis dieser Berechnung entspricht dem AHV-Äquivalenzeinkommen. Die AHV-Gesamteinkommen

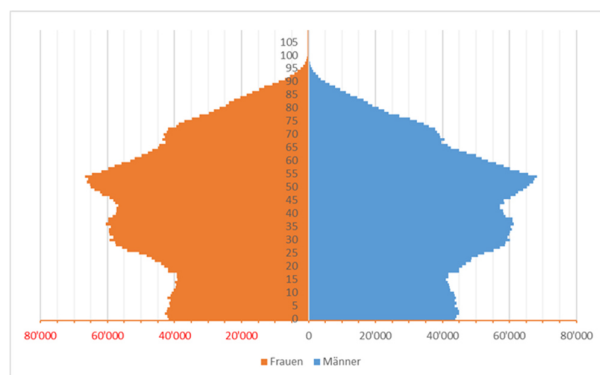


Abb. 1: Altersaufbau der Bevölkerung, STATPOP

werden bei der Modellierung und der Kalibrierung zur Gewichtung der Zielpersonen, die AHV-Äquivalenzeinkommen hingegen bei der Modellierung und der Kalibrierung zur Gewichtung der Haushalte verwendet.

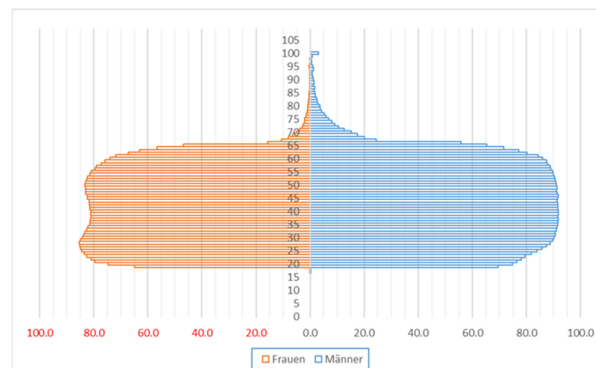


Abb. 2: Anteil der STATPOP-Bevölkerung 2018, die in den AHV-Daten enthalten ist, nach Geschlecht und Alter

Antwortrate der ausgewählten Personen nach Einkommen, Rechtsform des Unternehmens und Tätigkeitsbereich

Die Analyse der Ergebnisse hat ergeben, dass die Personen mit AHV-Einkommen im oberen Bereich der Einkommensverteilung häufiger antworten als Personen im unteren Bereich. Dieses Verhalten wird vom bisher verwendeten Antwortmodell, das sich auf Informationen der STATPOP und des Stichprobenrahmens für Personen- und Haushaltserhebungen (SRPH) wie Geschlecht, Alter oder Nationalität stützt, nicht vollständig erkannt. Potterat et al. (2019) beschreibt dieses Modell und die Gewichtung der Strukturhebung. Zu seiner Vervollständigung wurde mit den folgenden Modalitäten eine kategoriale Variable gebildet:

- (A): nicht in den AHV-Daten enthaltene Person und: jünger als 19 Jahre, Mann über 66 Jahre oder Frau über 65 Jahre
- (B): Mann zwischen 19 und 66 Jahren, nicht in AHV
- (C): Frau zwischen 19 und 65 Jahren, nicht in AHV
- 20 Gruppen von Personen mit einem AHV-Gesamteinkommen unterhalb des 5. Perzentils der AHV-Einkommensverteilung, zwischen dem 5. und dem 10. Perzentil, dem 10. und dem 15. Perzentil usw.

Diese kategoriale Variable wird im Antwortmodell als zusätzlicher Prädiktor verwendet.

Wie sich herausgestellt hat, beeinflussen neben dem Einkommen auch die Rechtsform des Unternehmens (öffentlich/privat) und der Tätigkeitsbereich die beobachteten Antwortraten. Diese Merkmale werden im Antwortmodell, das bisher für die Gewichtung der Strukturhebung verwendet wurde, nicht kompensiert. Da die unterschiedlichen Antwortraten auch mit der kategorialen

Variable, die anhand des Einkommens berechnet wird, nicht restlos kompensiert werden können, wurden zwei weitere kategoriale Variablen verwendet. Die erste wird anhand der Rechtsform des Referenzarbeitgebers der Zielperson gebildet. Sie gibt an, ob kein Referenzarbeitgeber bestimmt werden konnte oder ob der Referenzarbeitgeber dem privaten oder öffentlichen Sektor angehört. Die zweite kategoriale Variable enthält den NOGA-Tätigkeitsbereich (zweistellig, Abteilung) für NOGA-Abteilungen mit mindestens 20 000 Beschäftigten innerhalb der Population. Die Grösse der NOGA-Abteilung in der Population wird anhand der Datei berechnet, in der die AHV-Einkommen mit den STATPOP-Daten verknüpft sind.

Die Definition einer Mindestgrösse für die NOGA-Abteilung ist notwendig, um bei den Schätzungen und der Kalibrierung eine gewisse Stabilität zu gewährleisten, die bei bestimmten NOGA-Abteilungen mit sehr kleinen Beständen nicht gewährleistet wären. Mit der höheren, d.h. einstelligen Stufe der NOGA (Abschnitt) kann dieses Problem nicht gelöst werden und die Antwortraten innerhalb der Abschnitte sind nicht homogen. Bei einer Mindestgrösse von 20 000 Beschäftigten und angesichts der Stichprobenrate der Strukturerhebung weist die Stichprobe pro berücksichtigte NOGA-Abteilung in der Regel mehr als 800 Personen auf.

Abbildung 3 zeigt die beobachteten Antwortraten nach Position des Einkommens in der Einkommensverteilung sowie die mit dem alten und dem neuen Modell (das die drei neuen Prädiktoren verwendet) vorausgesagten Antwortraten. Jeder Balken in dieser Grafik entspricht entweder dem beobachteten Anteil der Antwortenden (blaue Balken) oder der vorausgesagten durchschnittlichen Antwortwahrscheinlichkeit in der Bruttostichprobe für die jeweilige Bevölkerungskategorie (graue Balken für das neue und orange Balken für das alte Modell).

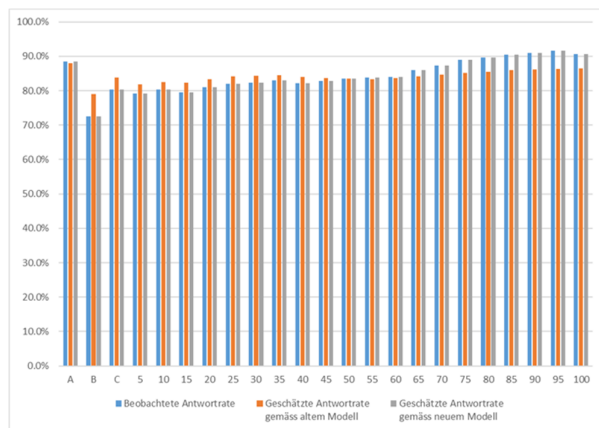


Abb. 3: Beobachtete und geschätzte Antwortraten nach AHV-Einkommensperzentil

Im neuen Antwortmodell sind die Abweichungen zwischen der beobachteten und der vorausgesagten Antwortrate nach Einkommen vollständig korrigiert (siehe Abbildungen 3 und 4). Eine separate Analyse nach Geschlecht hat bestätigt, dass das neue Antwortmodell die unterschiedlichen Antwortraten von Frauen und Männern nach AHV-Einkommen korrekt voraussagt.

Demzufolge variieren die Antwortraten der Frauen zwischen 82% für Einkommen im unteren Bereich der Einkommensverteilung und 91% für Einkommen im oberen Bereich, während sich die Antwortraten der Männer zwischen 75% für Einkommen im unteren Bereich der Einkommensverteilung und 91% für Einkommen im oberen Bereich bewegen. Die Bruttostichprobengrössen, die beobachteten Antwortraten sowie die nach dem alten und dem neuen Modell mit den drei neuen Prädiktoren vorausgesagten Antwortraten sind in Tabelle 1 nach Rechtsform und in Tabelle 2 nach NOGA-Tätigkeitsbereich dargestellt.

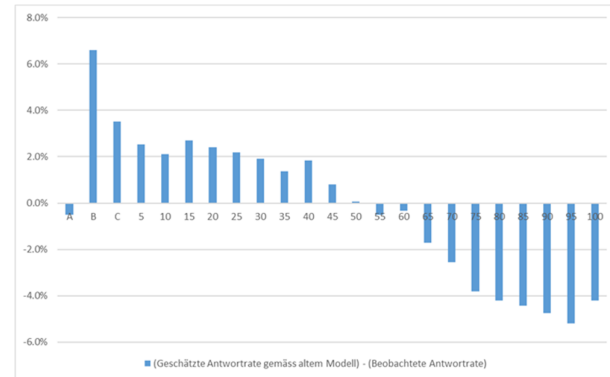


Abb. 4: Vorhersagefehler bei der Antwortrate mit dem alten Modell nach AHV-Einkommen

Tab. 1: Beobachtete und geschätzte Antwortrate nach Rechtsform

Rechtsform	Bruttostichprobe	Antwortrate	Altes Modell	Neues Modell
ohne Rechtsform	114 615	84,3	85,7	84,3
privat	165 168	84,1	84,0	84,1
öffentlich	34 372	90,1	85,9	90,1
Total	314 155	84,8	84,8	84,8

Wie Tabelle 2 zeigt, unterscheiden sich die Antwortraten nach NOGA-Tätigkeitsbereich. Ausserdem fällt auf, dass die Antwortraten mit dem neuen Antwortmodell gut angepasst werden können, wenn die Stichprobengrösse in der NOGA gross genug ist.

Konkordanz zwischen den in der Erhebung angegebenen Haushalten und den Haushalten gemäss STATPOP

Es werden nur Haushalte behalten, deren Zusammensetzung gemäss Angaben in der Strukturerhebung und gemäss STATPOP übereinstimmt.

Die Erhebungsanweisungen sollten sicherstellen, dass die Antworten mit den Angaben der STATPOP übereinstimmen. Weicht die Haushaltszusammensetzung ab, ist in der Regel nicht nachvollziehbar, ob ein Antwortausfall der Grund ist (die antwortende

Tab. 2: Beobachtete und geschätzte Antwortrate nach NOGA

NOGA	Bruttostich- probe	Antwortrate	Altes Modell	Neues Modell	NOGA	Bruttostich- probe	Antwortrate	Altes Modell	Neues Modell
1*	3 155	82,9	85,7	82,9	53*	1 720	85,6	85,1	85,6
2	161	82,0	85,8	85,8	55*	2 657	80,4	81,4	80,4
3	24	91,7	83,3	81,9	56*	6 778	75,7	80,8	75,7
8	155	85,8	86,0	87,3	58	635	85,4	85,2	85,4
9	5	100,0	86,0	88,5	59	375	83,2	83,2	81,7
10*	3 315	82,0	84,0	82,0	60	515	88,9	85,1	86,2
11	246	82,5	84,8	84,8	61*	1 099	87,4	84,9	87,4
12	113	94,7	85,5	88,4	62*	3 444	87,9	83,9	87,9
13	257	85,6	84,0	84,0	63	358	88,0	82,0	84,2
14	165	83,6	85,4	84,6	64*	5 627	90,0	84,9	90,0
15	66	89,4	83,3	83,0	65*	2 232	89,5	86,2	89,5
16*	1 548	82,6	84,7	82,6	66*	2 766	87,4	85,1	87,4
17	282	84,8	83,8	84,9	68*	2 498	85,5	85,6	85,5
18	722	86,3	85,6	85,6	69*	3 436	88,2	85,8	88,2
19	38	97,4	85,5	87,4	70*	4 248	86,6	84,2	86,6
20*	1 131	86,8	84,1	86,8	71*	4 989	89,2	84,7	89,2
21*	1 081	88,0	83,8	88,0	72*	846	88,1	83,7	88,1
22*	824	82,2	82,9	82,2	73*	1 004	83,6	84,2	83,6
23	650	81,7	83,9	85,0	74*	1 297	84,6	84,9	84,6
24	421	81,0	82,8	84,3	75	228	90,4	85,8	85,8
25*	3 073	84,0	83,8	84,0	77	394	79,4	83,0	83,2
26*	3 947	87,6	84,6	87,6	78*	5 061	71,5	78,9	71,5
27*	1 200	85,8	84,3	85,7	79*	638	87,1	84,5	87,1
28*	2 870	87,7	84,6	87,7	80*	897	83,4	82,7	83,4
29	132	80,3	82,6	83,4	81*	4 432	76,9	81,1	76,9
30	458	87,6	83,9	85,6	82*	737	80,1	83,4	80,1
31	369	85,4	85,1	85,5	84*	22 147	91,1	86,8	91,1
32*	939	87,1	84,2	87,1	85*	6 156	87,4	83,6	87,4
33	522	84,3	85,0	85,7	86*	15 267	88,4	85,6	88,4
35*	1 063	93,4	86,3	93,4	87*	7 577	85,1	85,1	85,1
36	36	88,9	87,3	87,8	88*	4 667	84,2	84,6	84,2
37	140	79,3	84,4	85,3	90*	868	82,0	83,1	82,0
38	380	82,1	84,7	85,1	91	248	90,3	85,6	84,9
39	11	54,5	79,5	78,5	92	125	85,6	82,4	83,0
41*	3 548	79,7	82,6	79,7	93*	1 449	84,1	83,0	84,1
42*	747	81,7	82,7	81,7	94*	3 348	89,4	85,7	89,4
43*	9 271	79,5	82,4	79,5	95	197	85,8	84,3	83,2
45*	3 276	82,7	83,6	82,7	96*	2 673	81,3	84,9	81,3
46*	8 964	85,7	84,4	85,7	97	15	80,0	86,3	84,6
47*	13 748	83,5	84,5	83,5	99	249	73,1	83,8	82,5
49*	4 548	85,1	84,8	85,1	ohne NOGA	1 631	84,4	83,8	84,4
50	111	89,2	83,4	84,9	nicht in AHV	112 984	84,3	85,7	84,3
51	358	89,9	84,0	84,8	Total	314 155	84,8	84,8	84,8

*: NOGA als Prädiktor im Antwortmodell enthalten

Person muss die AHV-Nummer aller Haushaltsmitglieder liefern und kann versucht sein, den Fragebogen einfach nicht weiter auszufüllen). Die beobachteten Haushalte sind tendenziell kleiner als die STAT-POP-Haushalte, wobei Einpersonenhaushalte besonders stark vertreten sind. Würde sich die Gewichtung auf die in der Strukturerhebung angegebene Zusammensetzung stützen, wäre die Zahl der Haushalte 2010 rund 400 000 höher gewesen als in der STATPOP (da die Haushalte kleiner sind, braucht es eine grössere Anzahl, um die ganze Bevölkerung abzudecken). Die Entfernung der Haushalte, deren Zusammensetzung nicht derjenigen der STATPOP entspricht, wird einem Antwortausfall gleichgesetzt. Um die Wahrscheinlichkeit zu schätzen, mit der ein Haushalt in der endgültigen Haushaltsstichprobe enthalten ist, wird ein Selektionsmodell erstellt. Es verwendet als Prädiktoren eine Haushaltstypologie, den Kanton, den Aufenthaltsstatus der Haushaltsmitglieder und für bestimmte Gemeinden und Kantone, in denen die in den Bevölkerungsregistern vermerkte Haushaltszusammensetzung unzuverlässig ist, weitere Kriterien. Bei der Analyse der Ergebnisse hat sich gezeigt, dass die Konkordanz zwischen der STATPOP und der SE bei Haushalten mit einem Äquivalenzeinkommen im unteren Bereich der Verteilung etwas geringer ist. Um dies zu berücksichtigen, wurde im Selektionsmodell eine zusätzliche kategoriale Variable eingeführt. Die Modalitäten dieser Variable sind:

- Im Haushalt wurde kein AHV-Einkommen gefunden und alle Haushaltsmitglieder sind jünger als 19 Jahre oder älter als 66 Jahre (Männer) bzw. 65 Jahre (Frauen).
- Im Haushalt wurde kein AHV-Einkommen gefunden und der Haushalt umfasst mindestens einen Mann zwischen 19 und 66 Jahren oder eine Frau zwischen 19 und 65 Jahren
- zehn Modalitäten für die Position des AHV-Äquivalenzeinkommens in der Verteilung (unterhalb des 1. Dezils, zwischen 1. und 2. Dezil usw.)

Weiter hat die Analyse der Ergebnisse ergeben, dass die Selektionsrate bei Haushalten, deren Wohnung im GWR nicht gefunden wurde, sowie bei Haushalten, deren Wohnung gemäss GWR entweder nur ein Zimmer oder mindestens acht Zimmer umfasst, vergleichsweise tiefer ist. Für 99,5% der STATPOP-Haushalte wurde im GWR eine Wohnung gefunden. Die Zimmerzahl gemäss GWR korreliert mit der in der Erhebung angegebenen Zimmerzahl. Daher wird in das Selektionsmodell eine kategoriale Variable eingeführt, die die Anzahl Zimmer gemäss GWR angibt und auf acht begrenzt wurde. Sie kann bei fehlendem Wert oder wenn die Wohnung im GWR nicht gefunden wurde, auch 0 sein. Tabelle 3 zeigt die Anzahl der antwortenden Haushalte, die beobachteten Selektionsraten sowie die mit dem Selektionsmodell der SE 2018 und mit dem neuen Modell vorausgesagten Raten nach Position des AHV-Äquivalenzeinkommens in der Einkommensverteilung. In Tabelle 4 sind die beobachteten und vorausgesagten Selektionsraten nach der Zimmerzahl der Wohnung gemäss GWR ersichtlich.

Tab. 3: Beobachtete und geschätzte Selektionsrate nach Dezil des AHV-Äquivalenzeinkommens des Haushalts

Dezil	Nettostichprobe	Antwort-rate	Altes Modell	Neues Modell
nicht in AHV, < 19 oder > 66 Jahre alt	40 879	95,5%	93,2%	95,5%
nicht in AHV, 19–66 Jahre alt	14 634	86,8%	87,8%	86,8%
1. Dezil	18 387	82,5%	84,4%	82,6%
2. Dezil	20 849	81,8%	83,9%	81,8%
3. Dezil	22 007	83,2%	84,4%	83,2%
4. Dezil	22 150	84,7%	84,9%	84,7%
5. Dezil	21 583	86,0%	85,3%	86,0%
6. Dezil	21 191	85,8%	85,5%	85,8%
7. Dezil	21 027	86,1%	85,8%	86,1%
8. Dezil	21 079	86,7%	86,3%	86,7%
9. Dezil	21 230	86,6%	86,7%	86,6%
10. Dezil	21 521	86,4%	86,8%	86,4%
Total	266 537	86,7%	86,7%	86,7%

Tab. 4: Beobachtete und geschätzte Selektionsrate nach Zimmerzahl der Wohnung gemäss GWR

Anzahl Zimmer im GWR	Anzahl	Antwort-rate	Altes Modell	Neues Modell
nicht im GWR oder fehlend	617	64,8%	86,5%	64,8%
1 Zimmer	7 808	83,9%	86,2%	83,9%
2 Zimmer	24 016	86,0%	88,2%	86,0%
3 Zimmer	62 046	86,0%	87,6%	86,0%
4 Zimmer	83 692	87,5%	86,7%	87,5%
5 Zimmer	52 422	88,4%	86,4%	88,4%
6 Zimmer	23 431	87,2%	85,5%	87,2%
7 Zimmer	7 668	84,6%	84,4%	84,6%
8 Zimmer oder mehr	4 837	76,9%	82,1%	76,9%
Total	266 537	86,7%	86,7%	86,7%

Kalibrierungsvariablen

Um die Präzision der Mietpreis- und Zimmerzahlschätzungen zu erhöhen, wurden für die Haushaltsgewichtung zwei weitere Kalibrierungsvariablen eingeführt. Bei der ersten handelt es sich um die kategoriale Variable, die anhand des AHV-Äquivalenzeinkommens gebildet wurde, bei der zweiten um eine Kombination des Kantons mit der Zimmerzahl der Wohnung gemäss GWR. Aufgrund der geringen Stichprobengrösse bei einigen dieser Kombinationen wurden die kleinsten Kantone gruppiert (NW, OW usw.). Zudem wurden die nicht im GWR enthaltenen Haushalte und die Haushalte in Einzimmerwohnungen nicht nach Kanton aufgeschlüsselt. Tabelle 5 zeigt die Aufschlüsselung von STATPOP (für die Kalibrierung verwendete und von der Sektion POP

gelieferte Datei) nach Zimmerzahl gemäss GWR und die Hochrechnungen basierend auf der Stichprobe SE 2018 mit den alten und den neuen Gewichten.

Die Verteilung der AHV-Einkommen der antwortenden Zielpersonen deckt sich mit der Verteilung in der STATPOP. Es war daher nicht nötig, sie in den Kalibrierungsvariablen für die Gewichtung der Zielpersonen hinzuzufügen.

Tab. 5: Verteilung in der STATPOP und geschätzte Verteilung in der SE 2018 mit der alten und der neuen Gewichtung, nach Zimmerzahl gemäss GWR

	STATPOP	Altes Gewicht	Neues Gewicht
nicht im GWR oder fehlend	19 245	9 629	19 245
1 Zimmer	180 387	166 125	180 387
2 Zimmer	479 536	467 604	479 536
3 Zimmer	986 998	973 249	986 998
4 Zimmer	1 081 189	1 102 119	1 081 189
5 Zimmer	619 575	635 924	619 575
6 Zimmer oder mehr	388 759	401 039	388 759
Total	3 755 689	3 755 689	3 755 689

Auf Basis der Gemeinde und des Kantons des Referenzarbeitgebers, falls dieser vorlag, wurden für die Gewichtung der Zielpersonen zwei Kalibrierungsvariablen erstellt. Mit diesen Variablen sollen die Ergebnisse zum Arbeitsweg verbessert werden. Für die Variablen gelten folgende Modalitäten:

Erste Variable:

- kein Referenzarbeitgeber gefunden
- Arbeitgeber in der Wohngemeinde der Person
- Arbeitgeber in einer anderen Gemeinde

Zweite Variable:

- kein Referenzarbeitgeber gefunden
- Arbeitgeber im Wohnkanton der Person
- Arbeitgeber in einem anderen Kanton

Ob und inwiefern die Verwendung dieser zusätzlichen Angaben einen Gewinn darstellen, kann nur ermittelt werden, wenn die Präzision der verschiedenen Schätzer im Detail untersucht wird. Da der zusätzliche Aufwand sehr gross wäre, wurde auf eine solche Analyse verzichtet.

Auswirkungen auf die Extrapolationsgewichte

Die Verwendung komplexerer Antwort- oder Selektionsmodelle und zusätzlicher Kalibrierungsvariablen kann zu einer grösseren Streuung der Extrapolationsgewichte führen. Grosse Gewichte können die Varianz der Schätzer erhöhen. Die vorgeschlagenen Änderungen beeinflussen die Verteilung der Extrapolationsgewichte für die Zielpersonen der Erhebung nur geringfügig. Tabelle 6 enthält Angaben zur Verteilung der Gewichte in den verschiedenen Berechnungsschritten (Stichprobenziehung, Antwortausfall, Kalibrierung) der alten und der neuen Gewichtung sowie zur Verteilung der vorausgesagten Antwortwahrscheinlichkeiten.

Tab. 6: Verteilung der Extrapolationsgewichte und der Antwortwahrscheinlichkeiten der Zielpersonen

	Gewicht Ziehung	nach Non-Response-Korrektur		kalibriert		Antwortwahrscheinlichkeit	
		alt	neu	alt	neu	alt	neu
Durchschnitt	22,6	26,7	26,7	26,6	26,6	85,5%	85,7%
Minimum	14,4	15,1	14,8	12,1	11,3	38,6%	35,1%
1. Perzentil	14,4	15,3	15,3	14,4	14,2	61,2%	59,6%
5. Perzentil	14,4	15,7	15,5	15,1	14,9	71,4%	69,9%
1. Dezil	14,4	16,1	15,9	15,5	15,4	76,3%	74,7%
1. Quartil	14,5	17,2	17,1	16,8	16,8	82,0%	81,7%
Median	28,9	31,1	31,0	30,5	30,2	87,2%	87,7%
3. Quartil	29,1	33,5	33,3	33,7	33,6	90,8%	91,8%
9. Dezil	29,1	36,3	36,5	37,1	37,2	93,0%	93,8%
95. Perzentil	29,1	38,3	39,0	39,2	39,9	93,7%	94,5%
99. Perzentil	29,1	44,5	45,9	46,3	47,4	94,5%	95,8%
Maximum	29,1	70,3	76,6	83,9	90,8	95,2%	97,8%

Die Haushaltsgewichte werden durch die vorgeschlagenen Änderungen geringfügig beeinflusst. Insbesondere erhöht sich dadurch das maximale Gewicht von 188,1 auf 234,3 (siehe Tabelle 7). Die Varianz dürfte nur leicht zunehmen.

Tab. 7: Verteilung der Extrapolationsgewichte und der Antwortwahrscheinlichkeiten der Haushalte

	Gewicht Ziel- hung	nach Non-Response-Korrektur		Nach Haushaltsselektion		kalibriert	
		alt	neu	alt	neu	alt	neu
Durchschnitt	12,5	14,7	14,7	16,4	16,4	16,2	16,2
Minimum	1,6	2,1	2,1	2,8	2,8	1,3	1,4
1. Perzentil	2,9	3,9	3,9	5,0	4,9	4,2	4,1
5. Perzentil	3,9	4,7	4,7	6,1	6,0	5,7	5,6
1. Dezil	4,9	6,0	6,0	8,1	7,9	7,3	7,1
1. Quartil	7,3	8,3	8,2	9,1	9,0	8,9	8,9
Median	14,4	15,5	15,4	16,4	16,1	16,0	15,5
3. Quartil	14,6	16,9	16,8	18,1	18,2	18,9	18,9
9. Dezil	29,0	32,9	32,5	34,9	34,3	32,3	31,2
95. Perzentil	29,1	34,6	34,3	36,9	37,1	35,9	35,8
99. Perzentil	29,1	39,4	39,7	43,4	44,6	43,6	46,0
Maximum	29,1	61,0	68,5	106,4	125,2	188,1	234,3

Auswirkungen auf die Schätzungen der Zimmerzahl der Wohnungen, des Eigentümeranteils und der Mietpreise

Die wichtigste Auswirkung der veränderten Gewichtung besteht darin, die Gewichte an die AHV-Einkommen der Antwortenden anzupassen. Bei der Korrektur wird das Gewicht der Antwortenden mit einem Einkommen im oberen Bereich der Einkommensverteilung reduziert und dasjenige der Antwortenden mit einem Einkommen im unteren Bereich erhöht. Die Stichprobe wird auf die Haushalte in STATPOP nach deren Anzahl Zimmer im GWR kalibriert. Tabelle 8 zeigt die Verteilung der Haushalte nach der in der Strukturerhebung angegebenen Zimmerzahl, den Anteil des selbstgenutzten Wohneigentums und den durchschnittlichen Mietpreis der Miethaushalte nach der alten und der neuen Gewichtung der SE 2018. Die neue Gewichtung passt die Einkommensverteilung in der Stichprobe nach unten an und führt, wie in Tabelle 8 ersichtlich, zu entsprechenden Auswirkungen in den Wohnungsveränderungen: Die Anzahl kleiner Wohnungen nimmt auf Kosten grosser Wohnungen zu, der Anteil der Wohneigentümerinnen und -eigentümer sinkt und die durchschnittlichen Mietpreise gehen leicht zurück.

Die geänderten Gewichtungen wurden auf die Daten der SE 2017 angewendet, wobei die gleichen Daten der Ausgleichskassen von 2017 als Grundlage dienten. In Tabelle 9 sind die Ergebnisse ersichtlich. Wie sich zeigt, sind die Auswirkungen der geänderten Gewichtung auf die Ergebnisse mit den Auswirkungen auf die SE 2018 vergleichbar. Die Entwicklungen zwischen 2017 und 2018 sind mit der alten und der neuen Gewichtung nahezu identisch.

Tab. 8: Anzahl Wohnungen, Wohneigentümeranteil und durchschnittliche Mietpreise der Miethaushalte nach angegebener Zimmerzahl, Schätzungen auf Basis der SE 2018

Zimmerzahl	Alte Gewichtung			Neue Gewichtung		
	Anzahl Wohnungen	Eigentümerquote	Mietpreis	Anzahl Wohnungen	Eigentümerquote	Mietpreis
1 Zimmer	165 275	5,1	789	181 454	5,0	782
2 Zimmer	493 096	8,0	1 093	505 303	7,9	1 085
3 Zimmer	1 017 590	17,5	1 303	1 025 267	17,3	1 297
4 Zimmer	1 110 145	39,3	1 565	1 094 837	39,3	1 558
5 Zimmer	586 357	70,0	1 914	573 678	70,0	1 905
6+ Zimmer	383 226	84,3	2 422	375 150	84,4	2 411
Total	3 755 689	37,2	1 363	3 755 689	36,6	1 348

Tab. 9: Anzahl Wohnungen, Wohneigentümeranteil und durchschnittliche Mietpreise der Miethaushalte nach angegebener Zimmerzahl, Schätzungen auf Basis der SE 2017

Zimmerzahl	Alte Gewichtung			Neue Gewichtung		
	Anzahl Wohnungen	Eigentümerquote	Mietpreis	Anzahl Wohnungen	Eigentümerquote	Mietpreis
1 Zimmer	154 334	5,0	752	170 106	4,8	746
2 Zimmer	477 680	7,7	1 061	491 449	7,7	1 053
3 Zimmer	993 987	17,6	1 270	1 000 120	17,5	1 264
4 Zimmer	1 095 660	39,6	1 519	1 083 556	39,5	1 512
5 Zimmer	599 067	70,3	1 855	583 791	70,3	1 845
6+ Zimmer	395 203	85,7	2 323	386 908	85,6	2 314
Total	3 715 931	38,0	1 329	3 715 931	37,4	1 314

Vergleich des Antwortverhaltens zwischen der SE 2017 und der SE 2018

Um herauszufinden, ob die geänderte Erhebungsstrategie zu einem veränderten Antwortverhalten geführt hat, wurden die Parameter des an die Stichprobe der SE 2017 angepassten Antwortmodells mit den Parametern der SE 2018 verglichen. Hierzu wurden anhand der Parameter von 2017 die Antwortwahrscheinlichkeiten für 2018 vorausgesagt. Die so berechneten Antwortraten wurden für jede in den Antwortmodellen verwendete Variable mit jenen der SE 2018 verglichen. Dabei hat sich gezeigt, dass die Antwortrate insgesamt leicht gesunken ist (-0,6 Punkte). Der Rückgang betrifft Frauen stärker als Männer (-0,8 gegenüber -0,3), Ausländerinnen und Ausländern stärker als Schweizerinnen und Schweizern (-0,9 gegenüber -0,4) und Grosshaushalte stärker als kleinere Haushalte (-1,0 bei Fünfpersonenhaushalten und -1,5 bei Sechspersonen- und grösseren Haushalten). Bei keiner der für die Antwortmodellierung verwendeten Variablen sind zwischen der Antwortrate der SE 2017 und der SE 2018 grosse Unterschiede auszumachen.

Die hier beobachteten Unterschiede werden durch die verwendeten Antwortmodelle und die Stichprobengewichtung ausgeglichen. Folglich können sie keine allfälligen Auswirkungen der geänderten Erhebungsstrategie auf die beobachteten Entwicklungen zwischen der SE 2017 und der SE 2018 erklären.

Fazit

Die Schätzungen der Strukturhebung lassen sich durch den Einbezug weiterer Informationen bei der Gewichtung bestimmt verbessern. Das AHV-Einkommen korreliert mit den beobachteten Antwortraten und zweifellos auch mit bestimmten interessierenden Erhebungsvariablen. Das Gleiche gilt für den Tätigkeitsbereich des Arbeitgebers. Die Rechtsform (öffentlich/privat) steht in Zusammenhang mit der Antwortrate und möglicherweise auch mit zusätzlichen Auswertungen der SE-Daten. Die Zimmerzahl gemäss GWR korreliert mit der erfassten Zimmerzahl. Schliesslich dürfte auch zwischen dem Standort des Arbeitgebers und dem Arbeitsweg ein Zusammenhang bestehen. Die Verwendung dieser Variablen verändert die Verteilung der Extrapolationsgewichte nicht wesentlich, weshalb diese neuen Informationen für die endgültige Gewichtung der SE 2018 berücksichtigt wurden.

Die Modellierungs- und Kalibrierungsvariablen, die in diesem Dokument beschrieben und anhand der Daten der Ausgleichskassen und des GWR gebildet wurden, tragen wahrscheinlich den grössten Teil zu einem möglichen Genauigkeitsgewinn bei. Ihre Berücksichtigung im Antwortmodell gleicht die verschiedenen AHV-Einkommensklassen in der Stichprobe aus, sodass mögliche Verzerrungen der alten Gewichtung korrigiert werden. Ihre Verwendung bei der Kalibrierung reduziert zudem die Varianz bestimmter Schätzungen. Dennoch ist nicht auszuschliessen, dass allfällige weitere Arbeiten eine noch bessere Verwendung dieser Information aufzeigen könnten, z.B. für Variablen, die in einem engeren Zusammenhang mit den interessierenden Variablen oder dem Antwortverhalten stehen, oder für Kalibrierungsvariablen, die bei einem geringeren Detaillierungsgrad den gleichen Präzisionsgewinn bewirken.

Die Entwicklungen zwischen der SE 2017 und der SE 2018, die den Ausschlag für diese Arbeit gegeben haben, werden nicht erklärt und durch die verbesserte Gewichtung nur am Rande tangiert. Die wesentlichsten Hypothesen zur Erklärung der beobachteten Entwicklungen sind:

1. Es handelt sich um reale Entwicklungen.
2. Das Profil der 15- bis 64-jährigen Antwortenden der SE 2018 («On-line-first»-Erhebung) unterscheidet sich vom Profil der 15- bis 64-jährigen Antwortenden der SE 2017 («Paper-first»-Erhebung). Dieser Unterschied wird von den Variablen, die zur Modellierung des Antwortmechanismus verwendet werden, nicht erfasst (bei einer Antwortrate von insgesamt 84% hat dieser Aspekt allerdings nur einen beschränkten Einfluss).
3. Die unterschiedlichen Antworten sind auf den Antwortmodus zurückzuführen (Gestaltung des Fragebogens, Verhalten der Antwortenden, unterschiedliche Bearbeitungen usw.).

Literaturhinweise

Haziza, D., Chen, S. & Gao, Y. (2020). Targeting key survey variables at the nonresponse treatment stage. *To appear in Journal of Survey Statistics and Methodology*. (auf Seite 3 erwähnt)

Potterat, J., Qualité, L. & Assoulin, D. (2019). Strukturhebung der eidgenössischen Volkszählung: Stichprobenplan und Ziehung, Gewichtung, Schätzverfahren und Pooling 2010–2018. Methodenberichte der Sektion statistische Methoden, Bundesamt für Statistik, Neuchâtel. (auf Seite 4 erwähnt)