gesis Leibniz-Institut für Sozialwissenschaften

Komplexe Stichprobendesigns und warum eine Erhebung nicht „repräsentativ“ ist

Meet the Experts

Best-Practice-Methoden in der Umfrageforschung

Dr. Matthias Sand und Dr. Christian Bruch, 19. 11.2020

Leibniz Gemeinschaft

gesis Leibniz-Institut für Sozialwissenschaften

Meet the Experts

Referenten

Dr. Matthias Sand

- Senior Researcher bei GESIS, Team Survey Statistics
- Tätigkeitsschwerpunkte: Komplexe Stichprobenziehung, Gewichtung von Erhebungsdaten, sowie Imputation fehlender Werte
- Dissertation zum Thema Gewichtung von Erhebungsdaten aus mehreren Auswahlgrundlagen

Dr. Christian Bruch

- Senior Researcher bei GESIS, Team Survey Statistics
- Tätigkeitsschwerpunkte: Gewichtungsverfahren, Varianzschätzung und Imputation fehlender Werte
- Dissertation zum Thema Varianzschätzung unter Imputation und bei komplexen Stichprobendesigns

gesis Leibniz-Institut für Sozialwissenschaften

Meet the Experts

Eckpunkte zum Vortrag

- Der Vortrag wird aufgezeichnet; die anschließende Diskussion wird nicht aufgezeichnet
- Teilnehmende sind stummgeschaltet
- Fragen bitte ausschließlich per Chat privat an „meetexperts“ stellen
- Wenn der Chat „an alle“ geht, dann sind die Nachrichten für alle sichtbar (inkl. Name)
- Fragen werden nach dem Vortrag beantwortet

I Was versteht man unter "‘Repräsentativität’"
II Uneingeschränkte und geschichtete Zufallsauswahl, Klumpenstichproben und mehrstufige Verfahren
III Komplexe Stichproben und designbasierte Inferenz

Häufige Erklärungen beinhalten:

- Verteilung Schlüsselcharakteristika der Erhebung ähnlich der Grundgesamtheit
  - Erhebung ist kleines Abbild der Zielpopulation (ZP)
- Teilnehmende zufällig ausgewählt
- Durch die Profession durchgeführt
- Etc.

Repräsentativität ist im mathematisch/ statistischen Kontext nicht definiert

⇒ Diskrepanz zwischen wissenschaftlicher und öffentlicher Wahrnehmung des Begriffs

Wissenschaftlicher Kontext:

- Die Stichprobenpopulation ist ein hinreichendes gutes Abbild der Zielpopulation

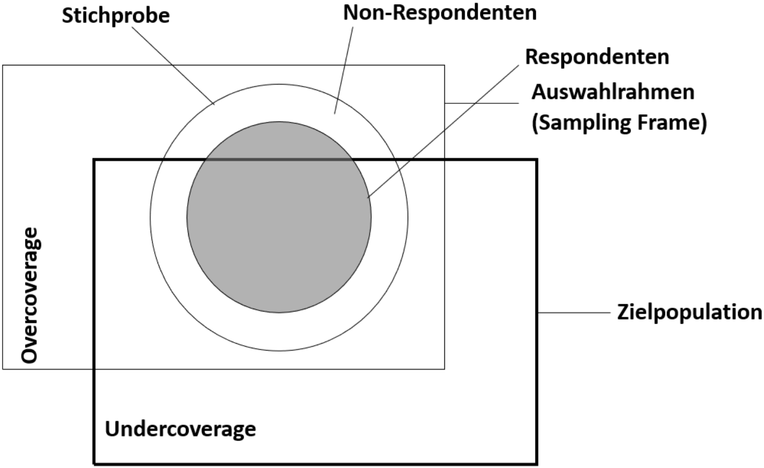
Öffentliche Wahrnehmung:

- Die aus einer repräsentativen Erhebung berichteten Ergebnisse sind wahr

Nach Gabler und Quartember (2013):

1. Stichprobenstrategie
   - Jedes Element der Zielpopulation hat eine von 0 verschiedene, positive Auswahlwahrscheinlichkeit
2. Abweichung Stichproben- und Zielpopulation
   - Auswahlgrundlage sollte (annähernd) gesamte Zielpopulation abdecken
3. Untersuchungsvariable(n) und deren Verteilung
4. Stichprobengröße
5. Nonresponse

⇒ **Erwartungstreue und Präzision von entscheidender Bedeutung**



Quelle: Särndal und Lundström (2005)

Stichprobengröße

⇒ Einfluss auf Varianz

Nonresponse

⇒ Einfluss auf Genauigkeit (wenn systematisch) und Varianz

Sampling Design

⇒ Einfluss auf Varianz

⇒ Potenzielle Verzerrung, wenn nicht in Schätzung berücksichtigt

Coverage Error

⇒ Einfluss auf Genauigkeit

Die einfache Zufallsstichprobe (SRS) ohne Zurücklegen

Einfache Zufallsstichprobe (SRS):

- Die einfachste Form einer probabilistischen Stichprobe; Grundlage für komplexere Stichprobendesigns
- n Einheiten (z.B. Personen) werden zufällig aus einer Population mit N Elementen (Auswahlrahmen) ohne Zurücklegen gezogen
- Alle Elemente besitzen die gleiche Inklusionswahrscheinlichkeit erster Ordnung (π_i); Inklusionswahrscheinlichkeiten zweiter Ordnung (π_{ij}) sind ebenfalls gleich

$$\pi_i = \frac{n}{N} \tag{1}$$

$$\pi_{ij} = \frac{n(n-1)}{N(N-1)} \ \forall i \neq j \tag{2}$$

Quelle: Lohr (1999)

Wann sollte SRS verwendet werden?

- Wenn keine zusätzlichen Informationen vorhanden sind, mit denen die Stichprobenziehung effizienter gestaltet werden kann
- Wenn Schätzer verwendet werden, die auf einer SRS-Annahme basieren (z.B. der einfache ungewichtete Stichprobenmittelwert)
- Wenn sich die Untersuchung auf die Analyse von multivariaten Zusammenhänge konzentriert, die für die gesamte Bevölkerung gelten

$\Rightarrow$ Einfacher Durchzuführen wenn SRS angenommen werden kann

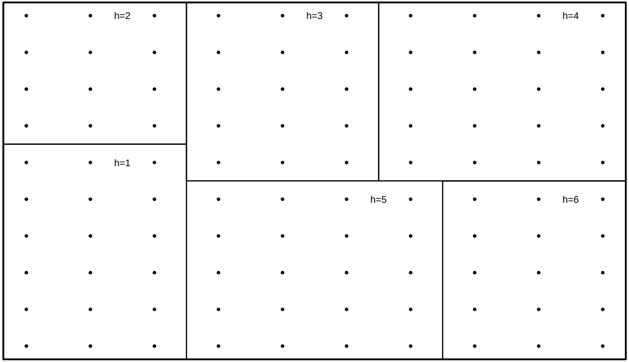
Quelle: Lohr (1999)

Warum von SRS abweichen?

- Wenn vor Stichproben-Ziehung Informationen zur Zielpopulation vorhanden sind, kann deren Einbeziehung die Qualität der Schätzung verbessern
  - ⇒ Optimale und proportionale Allokation
  - ⇒ Auswahl proportional zu Variable, die mit Untersuchungsgegenstand hoch korreliert ist
- Oversamples
- SRS kann mit hohen Kosten verbunden sein (bspw. Reisekosten)
- **Auswahlgrundlage lässt kein SRS zu (bspw. CATI-Erhebungen; EMA-Erhebungen)**

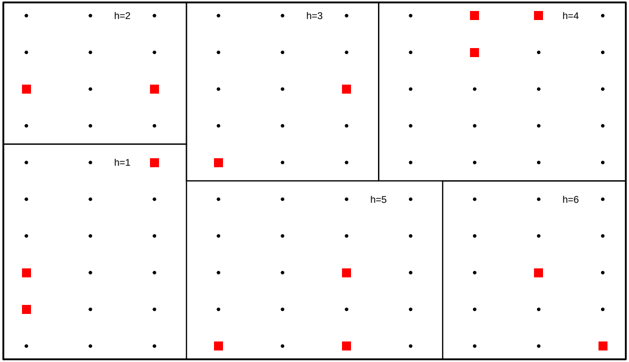
Quelle: Lohr (1999)

Eine Population mit 100 Elementes ist geschichtet in $H = 6$ Schichten.



Geschichtete Zufallsstichprobe (StrRS)

Eine Population mit 100 Elementes ist geschichtet in $H = 6$ Schichten.



14 Elemente werden von der Population gezogen und ihre Allokation bestimmt durch

$n_1 = 3 \quad n_2 = 2 \quad n_3 = 2 \quad n_4 = 3 \quad n_5 = 3 \quad n_6 = 2$

Warum Stratifizierung?

- Zur Reduzierung der Stichprobenvarianz eines Schätzers
- Um eine vergleichbare Präzision in Subgruppen sicher zustellen; insb., dass bestimmte Subgruppen oder seltene Ereignisse in der Stichprobe enthalten sind; dass die Stichprobe nicht von der gewünschten Verteilung abweicht
- Manchmal ist es notwendig aufgrund organisatorischen Gegebenheiten (z.B. wenn kein gemeinsamer Auswahlrahmen vorhanden ist)

Wie sollte stratifiziert werden?

- Geeignete Variablen zur Stratifizierung sollten ausgewählt werden
- Die Anzahl an Schichten muss bestimmt werden

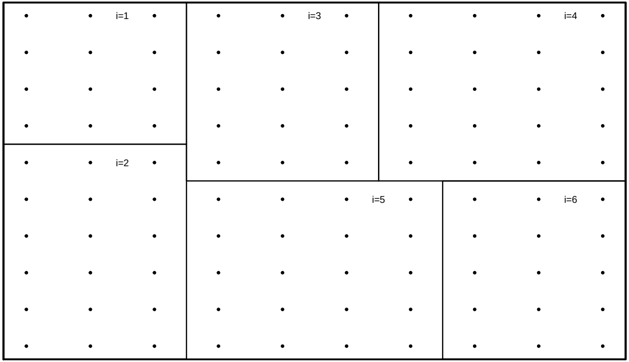
Quelle: Lohr (1999)

Wie soll die gesamte Stichproben auf die Schichten verteilt werden?

Für alle $h = 1, \ldots, H$

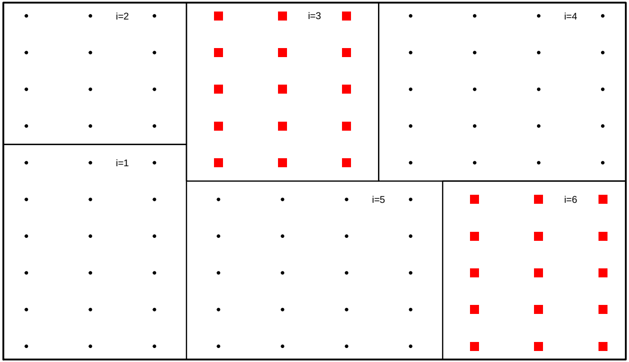
$$n_h = \begin{cases} \dfrac{n}{H} & \text{Gleichaufteilung} \\ \dfrac{N_h}{N} n & \text{Proportiale Aufteilung} \\ \dfrac{N_h \delta_h}{\sum_{h=1}^{H} N_h \delta_h} n & \text{Optimale Aufteilung} \end{cases}$$

Eine Population mit 100 Elementen ist geklumpt in $M = 6$ Klumpen
(*Primäreinheiten (PSUs; primary sampling units)*)



Klumpenstichprobe

Eine Population mit 100 Elementen ist geklumpt in $M = 6$ Klumpen (*Primäreinheiten (PSUs; primary sampling units)*)
und $m = 2$ Klumpen werden aus der Population gezogen. Alle Einheiten (Sekundärheiten; SSU) eines gezogenen Klumpen werden ausgewählt.



Klumpungseffekt:

- Die Klumpenstichprobe macht es möglich unverzerrte Schätzer zu erhalten aber die Varianz der Schätzung kann stark erhöht sein

Warum Klumpenstichproben?

- Eine direkte Ziehung von Elementareinheiten wie Personen oder Haushalte über SRS oder StrRS ist gelegentlich nicht möglich
  - ⇒ Keine einheitliche Auswahlgrundlage verfügbar
  - ⇒ Zu hohe Kosten, bspw. durch Streuung d. Auswahlelemente und Reisekosten von Interviewern
- Die Grundgesamtheit tritt in natürlichen Klumpen auf

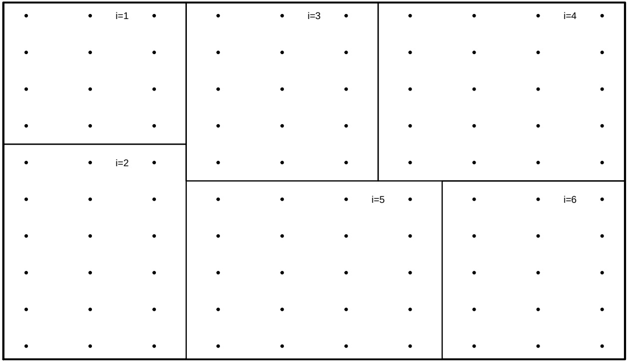
Quelle: Lohr (1999)

Ausgangspunkt:

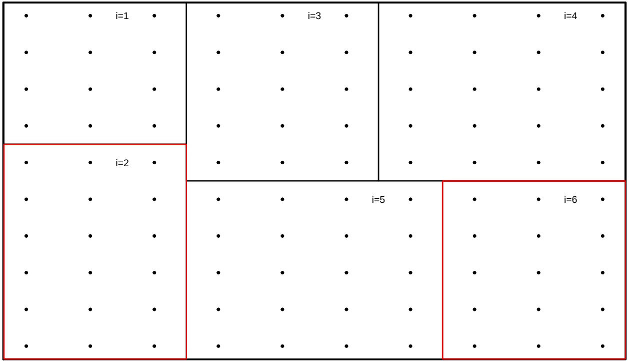
- Homogene Klumpen: Verschwendung von Ressourcen
- Kosten der Abfrage der Sekundäreinheiten relativ zu den Ziehungskosten der PSU sehr hoch
- Notwendig, zunächst eine sog. "'gatekeeper"' zu kontaktieren

Quelle: Lohr (1999)

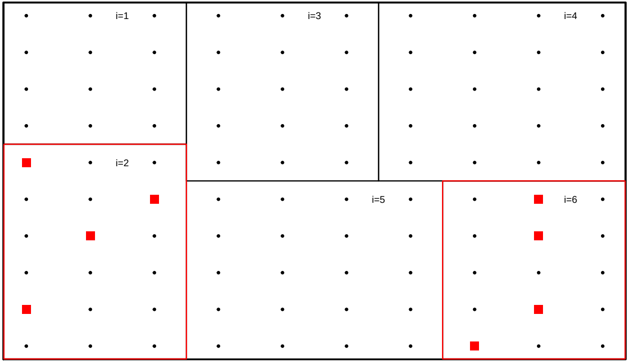
Eine Population von $N = 100$ Elementen ist eingeteilt in $H = 6$ Klumpen aus denen $m = 2$ Klumpen gezogenen werden. Innerhalb eines Klumpen h werden $n_h = 4$ Elemente gezogen. Das Gesamtstichprobe beträgt $n = 8$ Elemente.



Eine Population von $N = 100$ Elementen ist eingeteilt in $H = 6$ Klumpen aus denen $m = 2$ Klumpen gezogenen werden. Innerhalb eines Klumpen h werden $n_h = 4$ Elemente gezogen. Das Gesamtstichprobe beträgt $n = 8$ Elemente.



Eine Population von $N = 100$ Elementen ist eingeteilt in $H = 6$ Klumpen aus denen $m = 2$ Klumpen gezogenen werden. Innerhalb eines Klumpen h werden $n_h = 4$ Elemente gezogen. Das Gesamtstichprobe beträgt $n = 8$ Elemente.



Beispiele:

- Allgemeine Populationserhebung (F2F, Mail, etc.): PSU: Gemeinden; SSU: Haushalte oder Personen innerhalb der Gemeinde
- CATI-Erhebung (Festnetz): PSU: Haushalt (durch Festnetznummer); SSU: Person innerhalb eines Haushaltes

Inklusionswahrscheinlichkeiten:

- Gesamtinklusionswahrscheinlichkeit eines Elements: Produkt der Inklusionswahrscheinlichkeiten auf den einzelnen Stufen.

Quelle: Lohr (1999)

Varianz eines Mittelwertschätzers bei der zweistufigen Zufallsstichprobe: :

$$Var(\overline{y}_{2SRS}) = \frac{1}{N^2}\left(M^2(1-\frac{m}{M})\frac{Var(\widehat{\tau}_y)^2}{m} + \frac{M}{m}\sum_{i\in U_h} N_h^2(1-\frac{n_h}{N_h})\frac{Var(\overline{y}_h)^2}{n_h}\right),$$

mit

$$Var(\overline{y}_h) = \frac{1}{N_h - 1}\sum_{h\in U_h}(y_{ih}-\mu_h)^2 \text{ and } \mu_h = \sum h \in U_h \frac{y_{ih}}{N_h}$$

Varianz eines Mittelwertschätzers unter SRS:

$$Var(\overline{y}_{\text{SRS}}) = \frac{Var(\overline{y})}{n}\cdot(1-\frac{n}{N})$$

mit

$$Var(\overline{y}) = \frac{1}{N-1}\sum_{i\in U}(y_i-\mu)^2$$

Varianz eines Mittelwertschätzers bei der zweistufigen Zufallsstichprobe: :

$$Var(\overline{y}_{2SRS}) = \frac{1}{N^2}\left(M^2(1-\frac{m}{M})\frac{Var(\widehat{\tau}_y)^2}{m} + \frac{M}{m}\sum_{i\in U_h} N_h^2(1-\frac{n_h}{N_h})\frac{Var(\overline{y}_h)^2}{n_h}\right),$$

mit

$$Var(\overline{y}_h) = \frac{1}{N_h - 1}\sum_{h\in U_h}(y_{ih}-\mu_h)^2 \text{ and } \mu_h = \sum h \in U_h \frac{y_{ih}}{N_h}$$

Varianz eines Mittelwertschätzers unter SRS:

$$Var(\overline{y}_{\text{SRS}}) = \frac{Var(\overline{y})}{n}\cdot(1-\frac{n}{N})$$

mit

$$Var(\overline{y}) = \frac{1}{N-1}\sum_{i\in U}(y_i-\mu)^2$$

- **Varianzschätzer unter SRS können nicht für komplexere Stichprobendesigns verwendet werden.**

Quelle: siehe zum Beispiel Lohr (1999)

Verschiedene Argumente gegen die Verwendung einfacher Ziehungsverfahren mit gleichen Auswahlwahrscheinlichkeiten (pro Schicht)

- Gute Informationen über die Population vor der Stichprobenziehung vorhanden

$\Rightarrow$ Verwendung für bessere Qualität der Schätzung

  - Optimale Aufteilung ist gegenüber der proportionalen Aufteilung zu bevorzugen
  - Auswahl von Elementen proportional zu einer Variable, die hochkorreliert mit der Untersuchungsvariable ist, kann die Präzision der Schätzung verbessern

Weitere Beispiele:

- Oversampling von Elementen mit speziellen Merkmalen (bspw. Migrationshintergrund)
- Auswahlrahmen erlaubt nur Stichproben mit unterschiedlichen Inklusionswahrscheinlichkeiten (z.B. CATI-Erhebungen)
- Es gibt viele Techniken (Ziehungsalgorithmen; siehe: Tillé, 2006)

Beispiel:

- **Erhebungen von Unternehmen in einem Land**
- die interessierende Variable ist die Produktion
- SRS könnte zu einer Stichprobe führen, welche die großen Unternehmen nicht beinhaltet
- Wird ein Stichprobendesign verwendet, bei dem sich die Inklusionswahrscheinlichkeit proportional zur Anzahl der Angestellten berechnet, erhalten solche Unternehmen eine größere Wahrscheinlichkeit in der Stichprobe enthalten zu sein

Beispiel:

- **Erhebungen von Unternehmen in einem Land**
- die interessierende Variable ist die Produktion
- SRS könnte zu einer Stichprobe führen, welche die großen Unternehmen nicht beinhaltet
- Wird ein Stichprobendesign verwendet, bei dem sich die Inklusionswahrscheinlichkeit proportional zur Anzahl der Angestellten berechnet, erhalten solche Unternehmen eine größere Wahrscheinlichkeit in der Stichprobe enthalten zu sein

$\Rightarrow$ Punktschätzungen sind präziser

$\Rightarrow$ Designgewichte werden benötigt; ansonsten ist die Schätzung verzerrt

- Das Ziel design-basierter Inferenz (und der Designgewichtung) ist die Kompensation unterschiedlicher Inklusionswahrscheinlichkeiten eines bestimmten (komplexen) Stichprobendesigns

⇒ Unverzerrte Schätzung für die Zielpopulation

⇒ Auswahlrahmen muss die gesamte Zielpopulation abdecken

- Das Stichprobendesign bestimmt direkt die Inklusionswahrscheinlichkeiten und wird dadurch in der Schätzung berücksichtigt

⇒ **Wenn Elemente einer ZP mit unterschiedlichen Wahrscheinlichkeiten in die Stichprobe gelangen, wird die Designgewichtung notwendig, um unverzerrte Schätzer zu erhalten**

Wenn von Designgewichtung gesprochen wird, ist damit häufig der Horvitz-Thompson Schätzer gemeint.

Das Ziel ist die Schätzung der Totalwertes τ_y der Zielpopulation U

$$\tau_y = \sum_{i \in U} y_i$$

Der Schätzer $\hat{\tau}_y$ berechnet auf Basis der Stichprobe $\mathcal{S}$ ist

$$\hat{\tau}_y = \sum_{i \in \mathcal{S}} \frac{1}{\pi_i} y_i = \sum_{i \in \mathcal{S}} d_i y_i$$

Im Falle des Horvitz-Thompson Schätzers wird das Designgewicht d_i für ein Element i berechnet über die Inverse seiner Inklusionswahrscheinlichkeit

Wie bei komplexen Stichprobendesigns kann die Varianz eines Schätzers nicht geschätzt werden wie unter SRS.
Für feste Stichprobengrößen kann die Varianz eines Schätzers berechnet werden durch

$$V_{SYG}(\widehat{\tau}_y) = \sum_{\substack{i \in U \\ i<j}} \sum_{j \in U} (\pi_i * \pi_j - \pi_{ij}) * (\frac{y_i}{\pi_i} - \frac{y_j}{\pi_j})^2$$

nach Sen, Yates and Grundy. Da Populationswerte oftmals unbekannt sind kann folgender Varianzschätzer verwendet werden:

$$\widehat{V}_{SYG}(\widehat{\tau}_y) = \sum_{\substack{i \in \mathcal{S} \\ i<j}} \sum_{j \in \mathcal{S}} (\frac{\pi_i * \pi_j - \pi_{ij}}{\pi_{ij}}) * (\frac{y_i}{\pi_i} - \frac{y_j}{\pi_j})^2$$

Wie bei komplexen Stichprobendesigns kann die Varianz eines Schätzers nicht geschätzt werden wie unter SRS.
Für feste Stichprobengrößen kann die Varianz eines Schätzers berechnet werden durch

$$V_{SYG}(\hat{\tau}_y) = \sum_{\substack{i \in U \\ i<j}} \sum_{j \in U} (\pi_i * \pi_j - \pi_{ij}) * (\frac{y_i}{\pi_i} - \frac{y_j}{\pi_j})^2$$

nach Sen, Yates and Grundy. Da Populationswerte oftmals unbekannt sind kann folgender Varianzschätzer verwendet werden:

$$\hat{V}_{SYG}(\hat{\tau}_y) = \sum_{\substack{i \in \mathcal{S} \\ i<j}} \sum_{j \in \mathcal{S}} (\frac{\pi_i * \pi_j - \pi_{ij}}{\pi_{ij}}) * (\frac{y_i}{\pi_i} - \frac{y_j}{\pi_j})^2$$

- π_{ij} ist häufig schwierig zu bestimmen, daher müssen andere Approximationen oder Resampling-Methoden verwendet werden

Beispiel:

- In einer Stadt gibt es insgesamt 10 Vermieter
- Die Anzahl der vermieteten Wohnungen pro Vermieter unterscheidet sich und ist bekannt
- Jede Wohnung: Miete von 500 €; 50 m^2
- Gesucht: Miete pro m^2
- Eine Stichprobe von 3 Vermietern soll helfen, die Gesamteinnahmen zu ermitteln
- 2 Möglichkeiten
  - Uneingeschränkte Zufallsauswahl
  - Auswahl proportional zur Anzahl der Wohnungen

Design-basierte Inferenz: Beispiel

Vermieter	AZ Whg	Einnahmen	π_i (n=1)	"π_i" (n=3)	d_i (n=3)	In SRS	In Kompl.
1	14	7000	0,17	0,5	2		X
2	9	4500	0,11	0,32	3,11	X	
3	7	3500	0,08	0,25	4		X
4	1	500	0,01	0,04	28		
5	9	4500	0,11	0,32	3,11		
6	9	4500	0,11	0,32	3,11		
7	13	6500	0,15	0.46	2,15		
8	9	4500	0,11	0,32	3,11		
9	6	3000	0,07	0,21	4,67	X	
10	7	3500	0,08	0,25	4	X	X
Summe	84	42000					

gesis
Leibniz Institute for the Social Sciences

Schätzung Gesamteinnahmen unter SRS:

$\hat{\tau}_y^1 = \sum_{i \in \mathcal{S}^1} y_i * \frac{N}{n} = 4.500 * \frac{10}{3} + 3.000 * \frac{10}{3} + 3.500 * \frac{10}{3} = 36.666,67$
$\varnothing Miete = \frac{36.666,67}{4.200} = 8,73$

Komplexe SP + Designgewichtung:

$\hat{\tau}_y^2 = \sum_{i \in \mathcal{S}^2} y_i * d_i = 7.000 * 2 + 3.500 * 4 + 3.500 * 4 = 42.000$
$\varnothing Miete = \frac{42.000}{4.200} = 10$

Komplexe SP ohne Designgewichtung:

$\hat{\tau}_y^2 = \sum_{i \in \mathcal{S}^2} y_i * \frac{N}{n} = 7.000 * \frac{10}{3} + 3.500 * \frac{10}{3} + 3.500 * \frac{10}{3} = 46.666,67$
$\varnothing Miete = \frac{46.666,67}{4.200} = 11,11$

Schätzung Gesamteinnahmen unter SRS:

$$\hat{\tau}_y^1 = \sum_{i \in \mathcal{S}^1} y_i * \frac{N}{n} = 4.500 * \frac{10}{3} + 3.000 * \frac{10}{3} + 3.500 * \frac{10}{3} = 36.666,67$$
$$\varnothing Miete = \frac{36.666,67}{4.200} = 8,73$$

Komplexe SP + Designgewichtung:

$$\hat{\tau}_y^2 = \sum_{i \in \mathcal{S}^2} y_i * d_i = 7.000 * 2 + 3.500 * 4 + 3.500 * 4 = 42.000$$
$$\varnothing Miete = \frac{42.000}{4.200} = 10$$

Komplexe SP ohne Designgewichtung:

$$\hat{\tau}_y^2 = \sum_{i \in \mathcal{S}^2} y_i * \frac{N}{n} = 7.000 * \frac{10}{3} + 3.500 * \frac{10}{3} + 3.500 * \frac{10}{3} = 46.666,67$$
$$\varnothing Miete = \frac{46.666,67}{4.200} = 11,11$$

- SRS: Bei einmaliger Erhebung können Mieteinnahmen unterschätzt werden
- Bei komplexer SP: Großvermieter: höhere Wahrscheinlichkeit in SP zu sein

$\Rightarrow$ Ohne Designgewichtung ist die Schätzung verzerrt

Selstgewichtetes Design

Das Ziel ist die Gewährleistung gleicher Inklusionswahrscheinlichkeiten durch die Kombination von Stichproben mit unterschiedlichen Inklusionswahrscheinlichkeiten innerhalb eines zweistufigen Stichprobendesigns.

1. Stufe: Gemeinden sind die PSUs. Für diese Einheiten wird ein stratifiziertes Design mit einer proportionalen Aufteilung im Verhältnis zur Bevölkerung einer Schicht (nicht im Bezug auf die Anzahl der PSUs) verwendet. In jeder Schicht werden die PSUs proportional zur ihrer Bevölkerungsgröße gezogen (bzw. einer anderen Variablen).
2. Stufe: Personen/Haushalte sind die SSUs. Die SSUs werden aus den Registern der Gemeinden durch eine einfache Zufallsstichprobe gezogen. Es wird die gleiche Anzahl an SSUs in jeder ausgewälten PSU gezogen.

- Da große Gemeinden auch einen großen Anteil an der Bevölkerung haben, ist es möglich, dass für den Auswahlsatz gilt: $\gamma_h = \pi_{h\bullet} * m >= 1$.
- Die Vorkommastelle beschreibt die Anzahl an Sampling Points, die sicher Bestandteil der SP sind
- Ein Sampling Point ist ein Multiplikator für die Anzahl d. SSUs in einer PSU

$\Rightarrow$ Für jeden Sampling Point werden n_h SSUs gezogen

- Da große Gemeinden auch einen großen Anteil an der Bevölkerung haben, ist es möglich, dass für den Auswahlsatz gilt:
  $\gamma_h = \pi_{h\bullet} * m >= 1$.
- Die Vorkommastelle beschreibt die Anzahl an Sampling Points, die sicher Bestandteil der SP sind
- Ein Sampling Point ist ein Multiplikator für die Anzahl d. SSUs in einer PSU

$\Rightarrow$ Für jeden Sampling Point werden n_h SSUs gezogen

Beispiel:

- $\gamma_h = 7,8$ bedeutet, dass eine Gemeinde mindestens 7, evtl. auch 8 Sampling Points in der Erhebung besitzen kann

Selbstgewichtes Design

Das Stichprobendesign führt zu gleichen Inklusionswahrscheinlichkeiten, wenn die Anzahl der SSUs in jedem Sampling Point gleich ist ($\bar{n}_h$), da

$$\pi_i = \frac{N_h}{N} m \cdot \frac{\bar{n}_h}{N_h} = \frac{m\bar{n}_h}{N} = \frac{n}{N}$$

m bezieht sich dabei auf die Anzahl der Sampling Points und **nicht** auf die Anzahl der PSUs, die kleiner sein kann.

gesis Leibniz Institute for the Social Sciences

"‘Repräsentativität"’ sollte nicht naiv angenommen und verwendet werden

- ⇒ Ähnlichkeit bestimmter Parameter in SP und ZP kein alleiniger Indikator für "‘Repräsentativität"’ einer Erhebung
- ⇒ Immer im Kontext zur betrachteten Variablen
- ⇒ Immer abhängig vom Stichprobendesign
- ⇒ Immer abhängig von der Genauigkeit und Präzision der Schätzung

Abschliessende Bemerkungen

"'Repräsentativität"' sollte nicht naiv angenommen und verwendet werden

- ⇒ Ähnlichkeit bestimmter Parameter in SP und ZP kein alleiniger Indikator für "'Repräsentativität"' einer Erhebung
- ⇒ Immer im Kontext zur betrachteten Variablen
- ⇒ Immer abhängig vom Stichprobendesign
- ⇒ Immer abhängig von der Genauigkeit und Präzision der Schätzung

Das Stichprobendesign sollte bei einer Schätzung immer berücksichtigt werden

- ⇒ Bei komplexen Erhebungsdesigns und/oder mehreren Auswahlgrundlagen:
- ⇒ Auswahlwahrscheinlichkeiten der Einheiten beachten
- ⇒ Sonst verzerrte Ergebnisse

VIELEN DANK FÜR IHRE AUFMERKSAMKEIT

Gabler, S. and Quatember, A. (2013). Repräsentativität von subgruppen bei geschichteten zufallsstichproben. *AStA Wirtschafts- und Sozialstatistisches Archiv*, 7(3-4):105–119.

Lohr, S. L. (2009). *Sampling - Design and Analysis*. CENGAGE Learning.

Särndal, C.-E. and Lundström, S. (2005). *Estimation in Surveys with Nonresponse*.

Valliant, R., Dever, J. A., and Kreuter, F. (2018). *Practical Tools for Designing and Weighting Survey Samples*. Springer International Publishing.

gesis Leibniz-Institut für Sozialwissenschaften

Meet the Experts

Beratung von wissenschaftlichen Forschungsprojekten

GESIS bietet individuelle Beratung, um geeignete Lösungen zur Umsetzung Ihres wissenschaftlichen Umfrageprojekts zu finden.

Wer wird beraten?

- Kostenfrei beraten werden Wissenschaftlerinnen und Wissenschaftler, wenn sie
  - wissenschaftliche institutionelle oder Drittmittelprojekte an Hochschulen und öffentlich finanzierten Forschungsinstituten durchführen
  - wissenschaftliche Projekte an Einrichtungen von Bund und Ländern oder sonstigen öffentlichen Einrichtungen durchführen.
- Für weitere Projekte bieten wir bei vorhandener Kapazität kostenpflichtige Beratung an.

Kontakt Referenten: christian.bruch@gesis.org
matthias.sand@gesis.org

Allgemeine Projektberatung: hotline_projektberatung@gesis.org

Website: https://www.gesis.org/angebot/studien-planen-und-daten-erheben/projektplanung

Weitere Angebote

- In den GESIS Survey Guidelines finden Sie kurze, praxisorientierte Texte zu häufig wiederkehrenden Beratungsthemen
  https://www.gesis.org/gesis-survey-guidelines/home

- Bleiben Sie auf dem Laufenden über Neuigkeiten aus dem Institut
  https://www.gesis.org/institut/presse-und-medien/gesis-report

- Nehmen Sie an wissenschaftlichen Weiterbildungsveranstaltungen teil
  https://www.gesis.org/angebot/wissen-vermitteln/gesis-training

- Besuchen Sie unseren GESIS-Blog *Growing Knowledge in the Social Sciences*
  https://blog.gesis.org/