

Zeitschrift: Schweizerische Zeitschrift für Soziologie = Revue suisse de sociologie
= Swiss journal of sociology

Herausgeber: Schweizerische Gesellschaft für Soziologie

Band: 2 (1976)

Heft: 3

Artikel: Ein neuer Stichprobenplan fuer ein gesamtschweizerisches Sample

Autor: Fritschi, Peter / Meyer, Ruth / Schweizer, Willy

DOI: <https://doi.org/10.5169/seals-815171>

Nutzungsbedingungen

Die ETH-Bibliothek ist die Anbieterin der digitalisierten Zeitschriften. Sie besitzt keine Urheberrechte an den Zeitschriften und ist nicht verantwortlich für deren Inhalte. Die Rechte liegen in der Regel bei den Herausgebern beziehungsweise den externen Rechteinhabern. [Siehe Rechtliche Hinweise.](#)

Conditions d'utilisation

L'ETH Library est le fournisseur des revues numérisées. Elle ne détient aucun droit d'auteur sur les revues et n'est pas responsable de leur contenu. En règle générale, les droits sont détenus par les éditeurs ou les détenteurs de droits externes. [Voir Informations légales.](#)

Terms of use

The ETH Library is the provider of the digitised journals. It does not own any copyrights to the journals and is not responsible for their content. The rights usually lie with the publishers or the external rights holders. [See Legal notice.](#)

Download PDF: 14.03.2025

ETH-Bibliothek Zürich, E-Periodica, <https://www.e-periodica.ch>

EIN NEUER STICHPROBENPLAN FUER EIN
GESAMTSCHWEIZERISCHES SAMPLE

Peter Fritschi, Ruth Meyer, Willy Schweizer

ZUSAMMENFASSUNG

Eine kritische Durchsicht der bisher in der Schweiz für grössere Grundgesamtheiten verwendeten Stichprobenpläne zeigt, dass diese wegen zahlreicher Fehlerquellen und Unzulänglichkeiten zum Teil überhaupt nicht und zum Teil nicht ohne weiteres für Untersuchungen, die wissenschaftlichen Kriterien genügen sollen, verwendet werden können. Für eine vom Schweizerischen Nationalfonds unterstützte Erhebung über Werte und Wertordnungen in der schweizerischen Bevölkerung wurde deshalb ein neuer Stichprobenplan entwickelt, der auf einer geteilten Zufallsstichprobe basiert. Dieser Stichprobenplan erfüllt die für Repräsentationsschlüsse geforderte Bedingung gleicher Auswahlwahrscheinlichkeit aller Elemente und ist unabhängig vom Untersuchungsgegenstand. Ausserdem ist er sehr kostengünstig.

RESUME

Les plans d'échantillonnage utilisés actuellement en Suisse pour des populations étendues contiennent de tels inconvénients, voire de sources d'erreur, qu'on ne peut les utiliser sans réserve dans des enquêtes de caractère scientifique. Pour une recherche soutenue par le Fonds National Suisse sur "Les valeurs et systèmes de valeur dans la population suisse" l'Institut de sociologie de l'Université de Berne a élaboré un plan d'échantillonnage basé sur un échantillonnage probabiliste partagé. Il remplit les conditions exigées pour des conclusions de caractère représentatif: il est indépendant de l'objet de recherche et donne à tous les éléments la même chance d'être sélectionnés. En plus, il est économique.

Obwohl sich seit einem Jahrzehnt auch in der Schweiz die empirische Sozialforschung stark entwickelt, hat bisher die Umsetzung stichprobentheoretischer Erkenntnisse in Stichprobenpläne für grössere Grundgesamtheiten, die dem Anspruch auf repräsentative, mathematisch statistisch gesicherte Schlüsse genügen, kaum die nötige Beachtung gefunden. Darauf haben verdienstvollerweise H. Kerr und J. Kalton bereits im Jahre 1973 im Hinblick auf die Arbeit der Meinungsforschungsinstitute und die Kooperationsinteressen zwischen Wissenschaftlern und Meinungsforschern hingewiesen. Die Situation hat sich inzwischen nicht wesentlich verändert, und sie ist u.E. auch kennzeichnend für den Dialog unter den Wissenschaftlern selbst.

UNTERSUCHUNG UEBER WERTE UND WERTORDNUNGEN IN DER SCHWEIZERISCHEN BEVÖLKERUNG

Bei dem Projekt, für das hier ein Stichprobenplan entwickelt werden musste, handelt es sich um eine vom Schweizerischen Nationalfonds unterstützte Untersuchung über Werte und Wertordnungen in der schweizerischen Bevölkerung. Es geht in ihr um die Frage der Wertkonvergenzen und -unterschiede in den verschiedenen Untergruppen der Bevölkerung (deutsche/französische/italienische Schweiz, Altersgruppen, Geschlechter, Schichtgruppen nach Bildung und Beruf, Stadt-/Landbewohner), um die Frage nach Konflikten zwischen einzelnen Werten, um das Ausmass der Wertkonsistenz und Wertelastizität innerhalb von Wertordnungen bei den Einzelnen, den verschiedenen Gruppen und insgesamt und schliesslich um den Vergleich mit anderen hochindustrialisierten Ländern. Werte und Wertordnungen werden hier zunächst einmal im Zusammenhang mit gesellschaftlichen Subsystemen analysiert. Diese sind nach ihrer Funktionalität für das gesamtgesellschaftliche System und nach dem Ausmass der Teilhabe von Bevölkerungsteilen an ihnen ausgewählt. Es handelt sich dabei um 1. den politischen Bereich, 2. das Militär, 3. den Bildungsbereich, 4. Wirtschaft/Arbeit/Beruf, 5. Ehe und Familie, 6. Religion (im Sinne der symbolischen Orientierung).

Da die Antworten auf die Fragen aus den verschiedenen Bereichen nur vergleichbar sind, wenn eine vergleichbare Betroffenheit und Identifikationsmöglichkeit vorliegt, wurde die Grundgesamtheit für die Untersuchung einerseits auf die erwachsene schweizerische Bevölkerung und andererseits auf Schweizer Bürger eingegrenzt. Damit lag es nahe, sie als die Stimm- und Wahlberechtigten zu definieren, die am 1.3.1976 3'733'113 betragen.

BISHERIGE IN DER SCHWEIZ VERWENDETE SAMPLINGMETHODEN

Die Wahl der Samplingmethode richtet sich - selbstverständlich - nach den Anforderungen, die an die Aussagegenauigkeit gestellt werden. Zielen diese, wie bei einer wissenschaftlichen Untersuchung unumgänglich und bei Erhebungen der Markt- und Meinungsforschung zumindest sehr wünschenswert, auf die Möglichkeit des gesicherten mathematisch-statistischen Repräsentationsschlusses auf die Grundgesamtheit bzw. die der Verrechenbarkeit des Datenmaterials durch komplexe statistische Methoden, so kommt nur eine Wahrscheinlichkeitsauswahl in Frage.

Es scheidet damit vor allem das in der Markt- und Meinungsforschung - nicht nur in der Schweiz - weit verbreitete Quotenverfahren zum vornherein aus: bei diesem

- ist der Auswahlfehler nicht berechenbar,
 - bleiben die Ausfälle unkontrolliert,
 - wird die Auswahl der Befragungspersonen letztlich dem Interviewer überlassen und dadurch nur schwer überprüfbar,
 - kann nur in den seltensten Fällen auch nur einigermaßen gesichert angenommen werden, dass die theoretische Voraussetzung einer hohen Korrelation zwischen Quotenmerkmalen und Untersuchungsgegenstand erfüllt ist,
 - muss bei der üblichen Gebundenheit der Quoten an die amtliche Statistik vor allem in Ländern mit raschem Wandel mit tendenziell veralteten Daten gearbeitet werden.
- (vgl. zusammenfassend Scheuch, 1974, pp. 16ff., pp. 70ff.; Böltken, 1976, pp. 374ff.)

Unter den Zufallsstichprobenverfahren findet vor allem das "random-route" bei einzelnen Meinungsforschungsinstituten, aber auch bei empirisch arbeitenden Sozialwissenschaftlern recht häufig Verwendung. Dieses entspricht zwar theoretisch den wissenschaftlichen Anforderungen an eine Wahrscheinlichkeitsauswahl, enthält aber doch in der praktischen Durchführbarkeit eine Reihe von Verzerrungsmöglichkeiten, die nur schwer kontrollierbar sind, so vor allem bedingt durch die selten hinreichend exakten Kenntnisse über Siedlungsdichte und Haushaltgrößenverhältnisse (vgl. ausführliche Beschreibung bei Kish, 1965, insbes. ch. 9; Zusammenfassgen. bei Scheuch, 1974, pp. 28ff; Böltken, 1976, pp. 182ff.) Randomroute-Verfahren sind zudem auch sehr zeit- und kostenaufwendig, wenn sie mit der notwendigen technischen Sorgfalt, d.h. in zwei getrennten Arbeitsgängen und von unterschiedlichen Personen, einmal für die Adressenermittlung, zum anderen für die Befragung, durchgeführt werden. Schweizerische Meinungsforschungsinstitute rechnen zur Zeit mit Kosten in der Höhe von Fr. 12'000.-- bis Fr. 13'000.-- für die Bereitstellung von 3200 Adressen (inkl. Oversample) für ein gesamtschweizerisches Sample mit 2000 Effektivbefragungen nach einem zweistufigen Random-route-Verfahren, dessen

erste Stufe nach einem Standard-Sampling-Frame proportioniert nach verschiedenen Wirtschaftsgebieten und Ortsgrößen gebildet wird.

Im Zusammenhang mit einer gesamtschweizerischen Untersuchung über "die Ursache von Präferenzen bei Wahlen, den Einfluss von organisierten Gruppen und Massenmedien auf den Wahlentscheid und die Folgen des Wahlverhaltens auf die Schweizer Politik" (Leitung Proff. Sidjanski und Schmidtchen, unterstützt durch den Schweizerischen Nationalfonds), entwickelte H. Kerr 1972 einen Stichprobenplan für eine geschichtete und geklumpte Zufallsstichprobe (Kerr und Kalton, 1973). Als Grundgesamtheit wurden hier alle Stimmberechtigten definiert. Diese Grundgesamtheit unterteilte er nach Stimmberechtigten aus den 15 grössten Gemeinden, aus denen er in einer systematischen Wahrscheinlichkeitsauswahl unmittelbar die proportionale Anzahl von Befragungspersonen zog. Die restlichen Gemeinden wurden nach den Kriterien "Sprache, Konkurrenz der Parteien, Religion, Landbevölkerung und Verstädterung" (p.9) in 26 Schichten zusammengefasst. Aus diesen 26 Schichten wurden proportional zu ihrer Grösse in systematischer Wahrscheinlichkeitsauswahl Klumpen von je 20 Einheiten gezogen, die er nach einer Optimierungsformel von Kish bestimmte (p.7).¹⁾ Kerr kommt so auf insgesamt 131 Befragungsgemeinden. Die Namen der Befragungspersonen wurden schliesslich ebenfalls nach dem Prinzip der systematischen Zufallsauswahl aus den Stimmregistern der jeweiligen Gemeinden gezogen.

Die Effektivität einer geschichteten Auswahl, wie Kerr sie hier vornimmt, hängt einerseits davon ab, wie stark die Schichtkriterien mit den eigentlichen Erhebungsmerkmalen korrelieren und andererseits wie eindeutig sich die primären Auswahlseinheiten den Schichten zuordnen lassen. Im Idealfall, d.h. bei völliger interner Homogenität und völliger externer Heterogenität der Schichten, kann damit der Standardfehler gegenüber jenem einer einfachen Wahrscheinlichkeitsauswahl vermindert werden (vgl. Scheuch, 1974, pp. 32ff.; Böltken, 1976, pp. 232ff.). Dies deutet gleichzeitig die praktischen Schwierigkeiten der geschichteten Auswahl an, die in diesem Punkt die gleichen sind wie beim Quotensample. Die nötigen Kenntnisse über die relevanten Schichtungsmerkmale dürften nur in den seltensten Fällen ex ante vorliegen, sondern normalerweise erst Ergebnis der Untersuchung selbst sein. Auch im Stichprobenplan Kerrs kann in diesem Zusammenhang nur auf "theoretische Erwägungen betreffend Gesellschaftsstruktur und Wahlverhalten" (p.8) rekuriert werden. Die Tatsache, dass - wohl wegen der praktischen Zuordnungsprobleme - eine grosse Anzahl von "Mischschichten" gebildet wurden, lässt zumindest Zweifel am Ausmass der inneren Homogenität der Schichten auf-

kommen. Schliesslich bleibt auch offen, wie die in den 26 Schichten bei 20er Einheiten auftretenden Limesprobleme gelöst wurden.

Die angedeuteten Schwierigkeiten und Verzerrungsmöglichkeiten deuten darauf hin, dass die Entscheidung, eine Grundgesamtheit zu schichten, nicht ohne grösste Vorsicht erfolgen sollte. Sind die Bedingungen nicht eindeutig erfüllt, wird der Standardfehler nicht verkleinert, sondern tendenziell vergrössert und vor allem nicht mehr berechenbar. Zur Vorsicht mahnen aber auch die hohen Kosten, die mit der Entwicklung eines solchen Samples verbunden sind. Sie beliefen sich im vorliegenden Fall auf Fr. 28'000.-- (p. 15). Kerr hofft, sie auf mehrere Untersuchungen verteilen zu können.

In unserem Fall, bei dem es sich um einen sehr heterogenen und weitgehend unbekanntem Untersuchungsgegenstand handelt, konnte eine geschichtete Wahrscheinlichkeitsauswahl nicht in Frage kommen. Ueber mehr als Hypothesen über Korrelationen zwischen möglichen Schichtungsmerkmalen und einzelnen Untersuchungsvariablen konnten wir hier nicht verfügen. Dies dürfte sowohl bei wissenschaftlichen wie auch bei Untersuchungen der Markt- und Meinungsforschung zumal bei unserem derzeitigen Wissensstand der Regelfall sein.

DER BERNER STICHPROBENPLAN

Wir mussten deshalb versuchen, möglichst nahe an eine einfache Wahrscheinlichkeitsauswahl heranzukommen (simple random sample). Sie setzt lediglich die zeitliche, örtliche und sachliche Abgrenzbarkeit der Grundgesamtheit und die Enumerierbarkeit der Elemente voraus. Diese Bedingungen sind in der Schweiz für Grundgesamtheiten, die als Stimm- und Wahlberechtigte definiert werden, erfüllt. Wenn auch mit zusätzlichem Aufwand verbunden, gilt dies auch für Stichproben aus Einwohnergemeinschaften. Zahlen über Stimm- und Wahlberechtigte sind allerdings sehr viel leichter zugänglich - sie werden in den Amtsblättern veröffentlicht und sind seit kurzem beim Eidgenössischen Statistischen Amt auch computertechnisch erfasst.

Beim Ziehen eines simple random sample im Umfang von 3000 Einheiten aus den Stimm- und Wahlberechtigten der Schweiz verteilen sich die Befragungspersonen auf ca. 1250 Gemeinden.

<u>Anzahl Interviews pro Gemeinde</u>	<u>Anzahl Gemeinden</u>
1	870
2	197
3	59
4	31
5	28
6	18
7	13
8	6
9	8
10	5
11 - 20	8
21 und mehr	10
	<hr style="width: 10%; margin: 0 auto;"/>
	1253

Die Durchführung einer Untersuchung, die auf einer solchen idealen Wahrscheinlichkeitsauswahl beruht, muss realiter an ihren hohen Kosten scheitern. Die Adressenbeschaffungs- und Interviewerreisekosten steigen tendenziell mit der Anzahl Gemeinden, in denen Befragungen durchgeführt werden, und sie nehmen ab mit zunehmender Anzahl Interviews pro Gemeinde. Es führt also eine grösstmögliche Konzentration (Klumpenbildung) zu einem Kostenminimum. Einem solchen Vorgehen steht allerdings die Tatsache entgegen, dass bei heterogener Grundgesamtheit mit abnehmender Anzahl Klumpen die Aussagegenauigkeit abnimmt (vgl. Kish, 1965, pp. 20ff.; Böltken, 1976, pp. 289 ff.). Damit ging es auch im vorliegenden Fall darum, die beiden gegenläufigen Funktionen (Kosten, Aussagegenauigkeit) im Bezug auf das Anspruchsniveau an die Aussagegenauigkeit zu optimieren.

Das Anspruchsniveau an die Aussagegenauigkeit legten wir entsprechend dem in der empirischen Sozialforschung üblichen Testniveau für mathematisch statistische Prüfverfahren von $2t$ ($= 2\sigma = 0,955$) auf 5% maximale Irrtumswahrscheinlichkeit fest. Im homograden Fall und bei unbekannter Merkmalsverteilung ergibt sich nach der Formel

$$n = \frac{t^2 pq}{e^2}$$

n: Stichprobenumfang
 p: Summe der Merkmalsträger A in %
 q: Summe der Merkmalsträger un-
 gleich A in %
 t: Sicherheitsgrad
 e: Vertrauensintervall

eine Minimalanzahl von 400 Klumpen, wenn wir den ungünstigsten Grenzfall der vollständigen inneren Homogenität der Klumpen annehmen (vgl. Friedrichs, 1973, p.145f.). Für unseren Stichprobenumfang von 2000 Interviews ergab sich daraus eine Klumpengrösse von maximal 5.

Bei der Behandlung der trotz mehrmaligem Kontaktversuch zu erwartenden Ausfälle erwies sich, dass weder ein Match- noch ein Quota-Replacement in Frage kommen konnte. Ein Match-Replacement setzt vollständige Angaben bezüglich der zu verwendenden Eliminationskriterien für jedes Element der Grundgesamtheit voraus. Diese lagen uns nicht vor. Für ein Quota-Replacement müssten die Zusammenhänge zwischen Untersuchungsgegenstand und den bis heute einzig verfügbaren sozio-demographischen Merkmalen ex ante bekannt sein. Auch diese Bedingung war nicht erfüllbar. Demzufolge verblieb nur noch das Oversampling als Ausfallersatzmethode. Da den Kontextvariablen wie Kulturkreis, Ortsgrösse, Wirtschaftsstruktur, politische Struktur etc. grosse Bedeutung zukommen dürfte, wurde ein ortsspezifisches Oversample bereitgestellt. Selbstverständlich werden auch dadurch die Hauptargumente gegen das Oversample, wie sie in der Literatur zu finden sind, nicht aufgehoben (vgl. Scheuch, 1974, pp. 57ff.; Böltken, 1976, pp. 201ff.). Es müssen auch hier die Ausfälle nach ihren wichtigsten Strukturmerkmalen erfasst werden, um Verzerrungen des Samples im Bezug zur Grundgesamtheit feststellen zu können. Aufgrund eingehender Abklärungen musste mit einer maximalen Ausfallrate von 35% gerechnet werden. Das Oversample eingeschlossen, mussten deshalb 3077 Befragungseinheiten bereitgestellt werden.

Die Auswahl der Befragungseinheiten erfolgte nach einem Verfahren, das als geteilte Zufallsstichprobe bezeichnet werden kann. In einem ersten Schritt wurden die Gemeinden mit der Zahl ihrer Stimm- und Wahlberechtigten nach ihrer amtlichen Nummern aufgelistet, da bei der systematischen Wahrscheinlichkeitsauswahl kein Ordnungsprinzip verwendet werden darf, das mit dem Untersuchungsgegenstand Zusammenhänge aufweist. Die systematische Wahrscheinlichkeitsauswahl besteht darin, dass jedes k-te Element in die Stichprobe aufgenommen wird. Der Auswahlschritt (k) wurde berechnet aus $n:N$ (n = Stichprobengrösse; N = Grundgesamtheit). Den Auswahlbeginn bildete eine Zufallszahl Z_1 , wobei

$0 < Z_1 \leq n:N$. Dies ergab eine Trefferverteilung in 1253 Gemeinden wie in der obenstehenden Tabelle dargestellt. Im zweiten Schritt wurde die Grundgesamtheit aufgeteilt in die Summe der Stimm- und Wahlberechtigten der Gemeinden, auf welche 8 (5+ gerundetes Oversample) und mehr Befragungseinheiten entfielen (N_1) und die der restlichen Gemeinden (N_2). Bei der Teilgesamtheit N_1 war damit die Auswahl der Befragungspersonen definitiv. Die Befragungseinheiten konnten aufgrund der ihnen zugeordneten Ordnungszahl aus den Stimmregistern gezogen werden. Für die Teilgesamtheit N_2 wurden nun die Treffer umverteilt. Beginnend mit einer zweiten Zufallszahl Z_2 ($0 < Z_2 \leq n:N \cdot 8$) und dem neuen Auswahlschritt $n:N \cdot 8$ wählten wir die Elemente aus den Gemeinden von N_2 . Die gezogenen Elemente benutzten wir zur Identifikation jener Gemeinden, in denen Befragungen durchgeführt werden sollten. In jeder der bezeichneten Gemeinden wurde anschliessend die Zahl der Stimm- und Wahlberechtigten durch 8 dividiert und mit Hilfe einer systematischen Wahrscheinlichkeitsauswahl wurden die Befragungspersonen bestimmt. Deren Namen und Adressen liessen sich schliesslich bei den Gemeindeverwaltungen erheben. Wir hatten damit die Zahl der Gemeinden, in denen Daten erhoben wurden, von ca. 1250 auf 275 reduziert. Davon entfielen rund 2000 Elemente (inkl. Oversample) auf 239 Gemeinden, die erst im zweiten Auswahlschritt gezogen worden waren und rund 1000 Elemente auf die 36 schon im 1. Schritt bestimmten Gemeinden.

Obwohl mit dem Verfahren der geteilten Zufallsstichprobe gegenüber einer simple-random-Stichprobe die Kosten wesentlich gesenkt werden können, bleiben, wie aus der folgenden Tabelle ersichtlich wird, die Strukturen in ihren Proportionen erhalten.

Gemeindegrössen (Anzahl Stimm- berechtigte)	Anzahl Gemeinden / Zählkreise ²	Anzahl Int. Simple Random Sample		Anzahl Int. geteilte Zu- fallsstich- probe	
		abs.	%	abs.	%
1 - 99	381	20	0,6	16	0,5
100 - 199	484	57	1,8	64	2,1
200 - 299	347	83	2,6	96	3,1
300 - 399	282	68	2,2	96	3,1
400 - 499	182	76	2,4	64	2,1
500 - 999	507	307	9,9	280	9,1
1'000 - 1'999	371	417	13,6	464	15,1
2'000 - 4'999	237	596	19,5	560	18,2
5'000 - 9'999	76	442	14,4	425	13,8
10'000 - 19'999	22	220	7,2	220	7,2
20'000 und mehr	15	790	25,8	790	25,7
Total	2904	3076	100	3075	100

Es gilt noch zu zeigen, dass die für Repräsentationsschlüsse geforderte Bedingung gleicher Auswahlwahrscheinlichkeit aller Elemente erfüllt ist:

Auswahlwahrscheinlichkeit des Erhebungselementes E_{8+} in N_1

$$p(E_{8+}) = \frac{n_1}{N_1} \quad n_1: \text{Stichprobenanteil in } N_1$$

Auswahlwahrscheinlichkeit in N_2 (vgl. Böltken, 1976, pp.323ff.)

Auswahlwahrscheinlichkeit der Gemeinde G_i

$$p(G_i) = \frac{n_2}{N_2} \cdot \frac{1}{K} \cdot S_i \quad \begin{array}{l} i : 1, \dots, m \\ m : \text{Anzahl Gemeinden mit we-} \\ \quad \text{niger als 8 Treffern} \\ n_2: \text{Stichprobenanteil in } N_2 \\ K : \text{Anzahl zu wählende Ele-} \\ \quad \text{mente pro Gemeinde} \\ \quad \text{("Klumpengrösse")} \\ S_i: \text{Zahl der Elemente in der} \\ \quad \text{Gemeinde } G_i; \\ \sum_{i=1}^m S_i = N_2 \end{array}$$

Wahrscheinlichkeit des Erhebungselementes E_j innerhalb der Gemeinde G_a gezogen zu werden

$$p(E_j) = \frac{K}{S_a} \quad j : 1, \dots, S_a$$

Die Auswahlwahrscheinlichkeit des Elementes (E_{ij}) aus N_2 bestimmt sich aus der Multiplikation dieser beiden Teilwahrscheinlichkeiten:

$$p(E_{ij}) = p(G_i) \cdot p(E_j) = \frac{n_2 \cdot S_i \cdot K}{N_2 \cdot K \cdot S_i} = \frac{n_2}{N_2}$$

$$\begin{array}{l} i : 1, \dots, m \\ j : 1, \dots, S_i \end{array}$$

Wenn die Stichprobe im Verhältnis $N_1 : N_2$ aufgeteilt wird, gilt:

$$\frac{n_1}{N_1} = \frac{n_2}{N_2}$$

und damit: $p(E_{8+}) = p(E_{ij})$

Die Entwicklung dieses Stichprobenplanes kostete uns - die Programmierarbeiten inbegriffen - weniger als Fr. 1000.-.

Das Computerprogramm für dieses Auswahlverfahren kann für Untersuchungen mit einer beliebigen Klumpengrösse und beliebiger Regionalisierung zur Verfügung gestellt werden.³

FUSSNOTEN

$$1) \quad b_{\text{opt}} = \left\{ \frac{c_a (1-\text{roh})}{c \text{ roh}} \right\} 1/2$$

Wobei: c_a : Kosten für die Einbeziehung einer primären Auswahl

c : Kosten für eine gezogene Einheit

roh : Koeffizient für die Intra-Klassen-Korrelation, welche die Homogenität der Einheiten in jeder primären Stichprobeneinheit misst. (Vgl. Kish, 1965, ch. 5 und 8.)

- 2) Die Gemeindestatistik weist für 1970 insgesamt 3072 Gemeinden aus. Kleinste Gemeinden, die über kein eigenes Wahlbüro verfügen, sind in der Wahlstatistik mit ihren Stimmbürgern den Gemeinden zugeordnet, in denen sich ihr Wahlbüro befindet.
- 3) Wir danken den Herren R. Glauser und J. Python vom Eidgenössischen Statistischen Amt für die Bereitstellung der Datenbasis und die zuvorkommende Auskunftsbereitschaft bei deren Bearbeitung.

BIBLIOGRAPHIE

- Böltken F. (1976): Auswahlverfahren. Eine Einführung für Sozialwissenschaftler. Teubner, Stuttgart.
- Friedrichs J. (1973): Methoden empirischer Sozialforschung. Rowohlt, Reinbek b. Hamburg.
- Kerr H. und Kalton G. (1973): Politische Meinungsforschung in der Schweiz. Die Problematik der Stichprobe. Konsonanz, 36, pp. 1 - 16.
- Kish L. (1965): Survey Sampling. John Wiley, New York u.a.
- Sachs L. (1974): Angewandte Statistik. 4. Aufl. Springer, Berlin u.a.
- Scheuch E. (1974): Auswahlverfahren in der Sozialforschung. Handbuch der empirischen Sozialforschung. Hrsg. R. König. 3. Aufl. Bd. 3a, pp. 1-96, Enke, Suttgart.

Peter Fritschi, Ruth Meyer, Willy Schweizer
 Institut für Soziologie
 der Universität Bern
 Speichergasse 29
 3011 B e r n