

Überlegungen zu einem Stichprobendesign für Telefonumfragen in Deutschland

Gabler, Siegfried; Häder, Sabine

Veröffentlichungsversion / Published Version
Zeitschriftenartikel / journal article

Zur Verfügung gestellt in Kooperation mit / provided in cooperation with:
GESIS - Leibniz-Institut für Sozialwissenschaften

Empfohlene Zitierung / Suggested Citation:

Gabler, S., & Häder, S. (1997). Überlegungen zu einem Stichprobendesign für Telefonumfragen in Deutschland. *ZUMA Nachrichten*, 21(41), 7-18. <https://nbn-resolving.org/urn:nbn:de:0168-ssoar-208339>

Nutzungsbedingungen:

Dieser Text wird unter einer Deposit-Lizenz (Keine Weiterverbreitung - keine Bearbeitung) zur Verfügung gestellt. Gewährt wird ein nicht exklusives, nicht übertragbares, persönliches und beschränktes Recht auf Nutzung dieses Dokuments. Dieses Dokument ist ausschließlich für den persönlichen, nicht-kommerziellen Gebrauch bestimmt. Auf sämtlichen Kopien dieses Dokuments müssen alle Urheberrechtshinweise und sonstigen Hinweise auf gesetzlichen Schutz beibehalten werden. Sie dürfen dieses Dokument nicht in irgendeiner Weise abändern, noch dürfen Sie dieses Dokument für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, aufführen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Mit der Verwendung dieses Dokuments erkennen Sie die Nutzungsbedingungen an.

Terms of use:

This document is made available under Deposit Licence (No Redistribution - no modifications). We grant a non-exclusive, non-transferable, individual and limited right to using this document. This document is solely intended for your personal, non-commercial use. All of the copies of this documents must retain all copyright information and other information regarding legal protection. You are not allowed to alter this document in any way, to copy it for public or commercial purposes, to exhibit the document in public, to perform, distribute or otherwise use the document in public.

By using this particular document, you accept the above-stated conditions of use.

ÜBERLEGUNGEN ZU EINEM STICHPROBENDESIGN FÜR TELEFONUMFRAGEN IN DEUTSCHLAND

SIEGFRIED GABLER UND SABINE HÄDER

Die Struktur der Telefonnummern in deutschen Gemeinden ist sehr kompliziert und Umfrageforschern im wesentlichen unbekannt. Zusätzlich erweist es sich bei der Stichprobenziehung für Telefonumfragen als Problem, daß nach Angaben der Telekom circa 20 Prozent der Telefonnummern nicht in den jeweils aktuellen Telefonbüchern verzeichnet sind. Deshalb führen die meisten Stichprobendesigns für Telefonumfragen nicht zu Auswahlen mit gleichen Inklusionswahrscheinlichkeiten für alle Telefonhaushalte. Im folgenden Beitrag stellen wir einen Stichprobenplan vor, der ein auf die Verhältnisse in Deutschland angewendetes Random-Digit-Dialing-Verfahren darstellt, bei dem aber - unter Beibehaltung des Vorteils gleicher Auswahlwahrscheinlichkeiten - die Kosten gegenüber einer reinen Zufallsziffernanzahl deutlich reduziert sind.

The organisation and structure of the telephone numbers in a community is both complicated and largely unknown to researchers. Moreover, about 20% of telephone numbers are not listed in directories. Thus most sample designs for telephone surveys in Germany do not produce equal inclusion probabilities for households with telephones. Our contribution aims to fill this gap. The proposed design is a modified RDD-design which reduces costs while retaining the advantages of the classic RDD-design.

1. Einleitung

Bei Telefonumfragen ist es relativ kostengünstig und zeitsparend möglich, ungeklumpte Stichproben zu realisieren. Neben weiteren Vorteilen gegenüber persönlich-mündlichen Befragungen hat dieser dazu beigetragen, daß telefonische Umfragen in der Sozial-, Markt- und Meinungsforschung sehr häufig eingesetzt werden (vgl. Babka von Gostomski/Hartmann/Thum 1997).

In Deutschland werden Stichproben für Telefonumfragen vorrangig durch Zufallsauswahlen von Telefonnummern aus den Telefonbüchern gewonnen. In den letzten Jahren hat sich jedoch der Anteil von Privathaushalten mit Telefon, deren Anschluß nicht im Telefonbuch eingetragen ist, bezogen auf die Gesamtheit der Privathaushalte mit Telefon erhöht. Da in verschiedenen Analysen gezeigt werden konnte, daß die Abweichungen zwischen eingetragenen und nichteingetragenen Telefonhaushalten hinsichtlich soziodemographischer Merkmale systematisch sind (Häder 1996; von der Heyde 1997a; Schulte 1997), ist das Telefonbuch als Auswahlrahmen nicht mehr geeignet. Aus dieser Feststellung ergibt sich unmittelbar die Frage nach alternativen Designs. Als Lösung dieses Problems werden zunehmend die Randomize-Last-Digit-Techniken angewendet (Schulte 1997; von der Heyde 1997b; Schach 1992), bei denen die letzte Ziffer einer aus dem Telefonbuch gezogenen Nummer zufällig generiert wird. Dieses Verfahren ist jedoch mit statistischen Problemen behaftet: Die Inklusionswahrscheinlichkeiten für die Telefonhaushalte sind unterschiedlich und unbekannt (Häder/Gabler 1997). Wenn dieser Nachteil vermieden werden soll, muß ein Design entwickelt werden, das allen Haushalten eine positive, bekannte Auswahlwahrscheinlichkeit einräumt. Diesem Anspruch werden die insbesondere in den USA verbreiteten Random-Digit-Dialing-Verfahren gerecht, bei denen Ziffernfolgen, die die Struktur von Telefonnummern haben, zufällig generiert und angewählt werden. In Deutschland sind die Telefonnummern jedoch derart strukturiert, daß der Einsatz von „reinen“ RDD-Techniken äußerst kosten- und zeitaufwendig wäre. Problematisch ist dabei einerseits, daß die Stellenzahlen sowohl von Vorwahl- als auch Teilnehmernummern zwischen und in den Gemeinden variieren. Andererseits werden Privat- und Geschäftsanschlüsse nicht - wie beispielsweise in den USA - separat verwaltet (Frey/Kunz/Lüschen 1990: 103). Im folgenden sollen einige Grundzüge eines Stichprobendesigns für die Anwendung in Deutschland umrissen werden, das einem leicht eingeschränkten RDD entspricht.

2. Darstellung des Designs

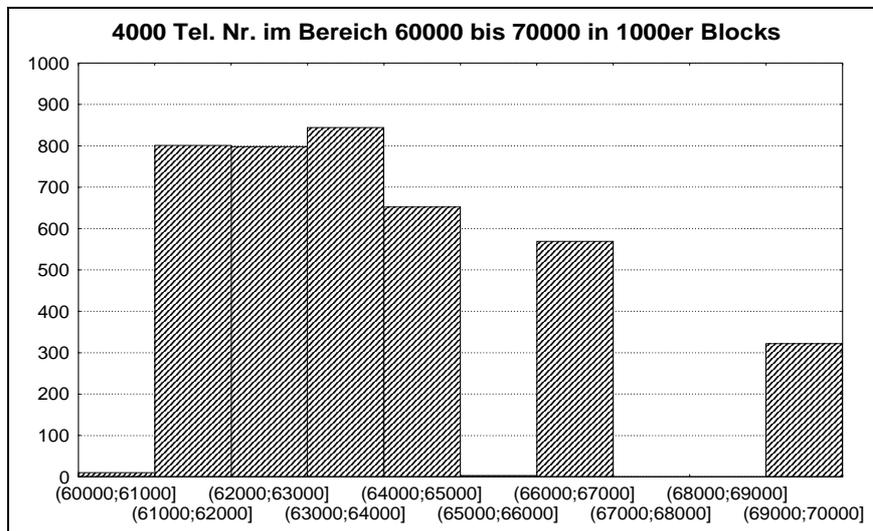
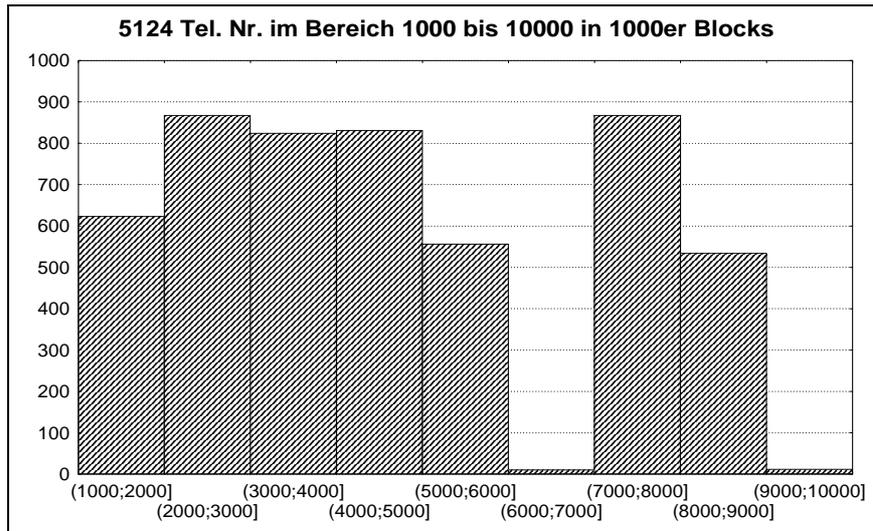
Wir schlagen ein mehrstufiges Design vor, auf dessen erster Stufe eine Auswahl von Primäreinheiten (Sampling Points) zu treffen ist. Sinnvoll wäre für Telefonumfragen die Bestimmung von Ortsnetzen als PSUs (Primary Sampling Units, Primäreinheiten). Da diese jedoch nicht kongruent mit den politischen Einheiten (Gemeinden) sind, liegen für die Bevölkerung in den Ortsnetzbereichen keine Unterlagen vor, auf deren Grundlage eine Auswahl vorgenommen werden könnte. Es wird deshalb eine Auswahl von Gemeinden - ähnlich der für den ALLBUS 1994 bzw. 1996 (vgl. Wasmer et al. 1996) - erfolgen müssen. Dazu wäre es hilfreich, wenn für Haushaltsstichproben Angaben über die Zahl der Telefonhaushalte in den Gemeinden und für Personenstichproben die Zahl der Perso-

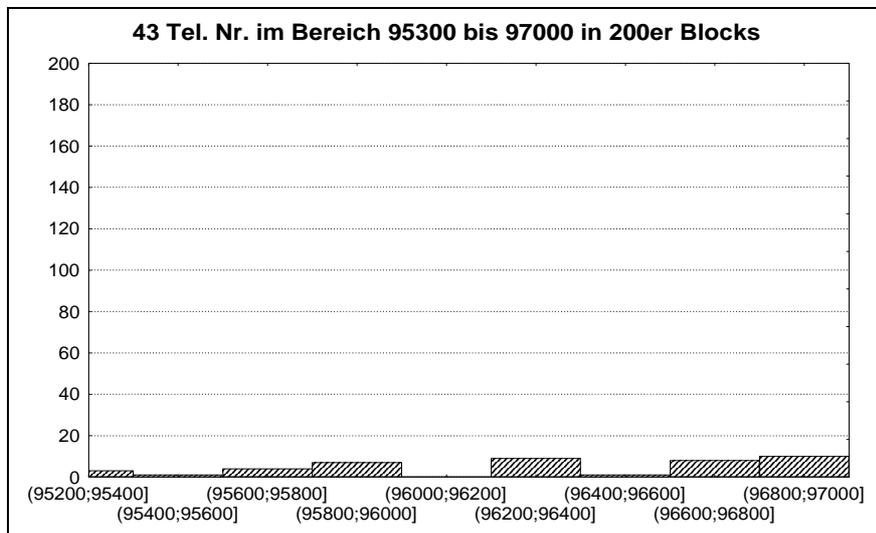
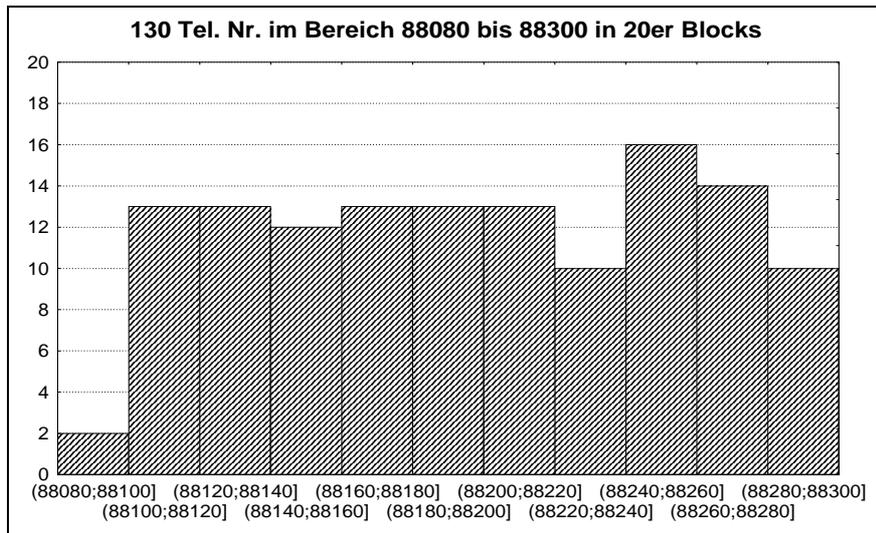
nen mit Telefon im Haushalt pro Gemeinde vorlägen (vgl. Schnell 1997: 53). Auf der Grundlage dieser Daten wäre die Auswahl der Gemeinden vorzunehmen. Allerdings existieren derartige Aufstellungen nicht bzw. sind nicht zugänglich. Deshalb muß für Befragungen der „allgemeinen Bevölkerung“ (z.B. ab 18 Jahre) als Annäherung z.B. auf entsprechende Bevölkerungsstatistiken für alle Personen (nicht nur die in Telefonhaushalten) oder die Zahl der Telefonanschlüsse pro Gemeinde zurückgegriffen werden. Im folgenden bezeichnen wir mit Z die Variable, bezüglich der die Gemeinden mit proportionalen Auswahlwahrscheinlichkeiten gezogen werden. Mit anderen Worten: Die Gemeinde $G(j)$ wird proportional zu $Z(j)$ ausgewählt.¹⁾

Eine Beschränkung auf eine nicht allzu große Zahl von Gemeinden ist bei diesem Design aus praktischen Gründen empfehlenswert, da die Aufbereitung der Bruttostichprobe, d.h. der Menge der in allen Primäreinheiten anzuwählenden Nummern, mit einigem Aufwand verbunden ist. So müssen nach dem Export der Datensätze mit den Teilnehmereinträgen von der CD-ROM (vgl. Marhenke 1997) Telefonbuchzusätze wie ISDN, Q, NEU und Fremdeinträge sowie, falls aufgrund der Definition der Auswahlgesamtheit erforderlich, Funktelefonnummern gelöscht werden. Nicht notwendig ist es dagegen - im Unterschied zu dem von Schnell (1997) vorgeschlagenen Design - eine Bereinigung von Geschäftsnummern und Doppeleinträgen an dieser Stelle vorzunehmen.

Anschließend wird für jede Gemeinde die Verteilung der Telefonnummern auf sogenannte Blocks bestimmt, wobei insbesondere festgestellt wird, welche Blocks überhaupt besetzt sind, d.h. wenigstens eine eingetragene Telefonnummer enthalten. Als Blocks bezeichnen wir gleich lange Abschnitte in der Folge der natürlichen Zahlen der Länge L . Diese stellen Mengen von Ziffernfolgen dar, die mit Telefonnummern identisch sein, d.h. diese als Teilmengen enthalten können. Zum Beispiel enthält ein 100er Block der Gemeinde $G(j)$ alle Telefonnummern von 100 bis 199, der nächste diejenigen von 400 bis 499 usw. Die Definition der Blocklänge L sollte durch praktische Gesichtspunkte geleitet werden. Mit steigendem L entspricht unser Stichprobenplan immer mehr dem „reinen“ RDD, wird also kosten- und zeitaufwendiger. Dagegen verringert sich mit kleiner werdender Blocklänge L die Chance, nichteingetragene Telefonnummern zu generieren. Im Fall $L=1$ entspricht das Design der einfachen Telefonbuchauswahl. Bei unserer im folgenden dargestellten Simulation fiel die Entscheidung auf $L=100$. Für künftige reale Umsetzungen des Designs sind empirische Tests für die Bestimmung der optimalen Blocklänge L sicherlich empfehlenswert.

Abbildung 1: Struktur der Telefonnummern in Berchtesgaden





Wir haben für zwölf ausgewählte Gemeinden die Strukturen der im Telefonbuch eingetragenen Telefonnummern ermittelt. Eine der Vergabe zugrundeliegende Systematik konnten wir jedoch nicht erkennen. Innerhalb der Gemeinden treten - trotz relativ geringer Anzahl von Telefonnummern - Teilnehmernummern unterschiedlicher Länge (z.B. vier-, fünf- und sechsstellig) auf. Damit existieren z.T. breite „Lücken“ in der Folge der vergebenen Telefonnummern, die ein reines RDD aus finanziellen und zeitlichen Gründen als unpraktikabel erscheinen lassen.

Die Abbildung 1 zeigt als Beispiel die Verteilung der Rufnummern im Gemeindeverband Berchtesgaden.²⁾

Von den insgesamt 9365 Telefonnummern wurden 5124 vierstellige Nummern vergeben. Relativ dicht besetzt sind davon die 1000er Blocks im Bereich von 2000 bis 5000 sowie von 7000 bis 8000. Keiner der genannten Blocks ist jedoch mit den maximal möglichen 1000 Nummern besetzt, es sei denn, er wäre mit nicht im Telefonbuch registrierten aufgefüllt. 4000 weitere Nummern finden sich in den Blocks zwischen den Nummern 60000 und 70000. Auch hier sind die jeweiligen Blocks sehr unterschiedlich dicht (mit eingetragenen Nummern) besetzt, wie die Balkenlänge im Histogramm zeigt. Im relativ großen Bereich von 10000 bis 60000 liegen nur acht einzelne Nummern (hier nicht dargestellt). 130 Nummern finden sich im Bereich zwischen 88080 und 88300. Schließlich liegen 43 Nummern im Bereich von 95300 und 97000, wobei hier die Besetzung der Blocks sehr gering ist. 60 Teilnehmernummern liegen nicht konzentriert in weiteren Numerierungsbereichen. Bei Unkenntnis der Blockbesetzungen und der Anwendung eines „reinen“ RDD würde in Berchtesgaden die nur sehr geringe Hitrate³⁾ von 0.6% erreicht werden. In einem nächsten Schritt wird die Zahl der besetzten Blocks der Größe L (z.B. 10er oder 100er Blocks) in der Gemeinde G(j) erfaßt. In den ausgewählten Gemeinden ergaben sich folgende Anzahlen von besetzten 10er bzw. 100er Blocks (vgl. Tabelle 1).

Aus den besetzten Blocks K(j) der Gemeinde G(j) wird dann eine bestimmte Zahl n(j) von Blocks zufällig ausgewählt. Dabei sollte n(j) nicht zu klein gewählt werden, da die Telefonnummern innerhalb eines Blocks mitunter räumlich zusammenliegende Anschlüsse (z.B. innerhalb eines Wohngebietes) repräsentieren und damit Klumpungseffekte auftreten können. In den ausgewählten Blocks werden dann jeweils m(j) Ziffernfolgen aus dem Block zufällig generiert. Die Wahrscheinlichkeit W(j), daß - gegeben die Gemeinde G(j) - bei diesem Auswahlprozeß eine feste Ziffernfolge aus einem bestimmten besetzten Block ausgewählt wird, ist

$$W(j) = \frac{n(j)}{K(j)} * \frac{m(j)}{L}$$

Man setzt

$$n(j) * m(j) = \frac{L * c}{B(j)} \quad \text{mit} \quad B(j) = \frac{Z(j)}{K(j)}$$

wobei c für alle ausgewählten Gemeinden einheitlich so gewählt wird, daß $m(j)$ nicht größer als L und $n(j)$ nicht größer als $K(j)$ ist sowie die Summe von $n(j)*m(j)$ über alle ausgewählten Gemeinden der Zahl der anzuwählenden Telefonnummern entspricht.

Tabelle 1: Übersicht über die Zahl der eingetragenen Telefonnummern, der besetzten 10er Blocks und der besetzten 100er Blocks in den ausgewählten Gemeinden

Gemeinde	Zahl der eingetragenen Telefonnummern	Zahl der besetzten 10er Blocks	Zahl der besetzten 100er Blocks
$G(j)$	$Z(j)$	$K(j)$ für $L=10$	$K(j)$ für $L=100$
Mannheim	139383	21916	3158
Bingen	11125	2218	313
Berchtesgaden	9365	1289	174
Bad Dürkheim	8459	1662	229
Füssen	6772	1052	154
Genthin	5656	885	131
Ludwigsfelde	5634	943	145
Edenkoben	2766	856	117
Brück	1551	225	34
Plaue	1366	170	24
Fuchsmühl	720	290	38
Loose	472	66	11

Da L und c Konstante sind, variiert das Produkt $n(j)*m(j)$ zwischen den Gemeinden lediglich aufgrund des Verhältnisses $Z(j)/K(j)$, das wir als Blockdichte $B(j)$ der eingetragenen Telefonnummern in den Gemeinden (im folgenden: Blockdichte) bezeichnen wollen. Für die ausgewählten Gemeinden sind die Blockdichten in Tabelle 2 angegeben.

Offenbar ist die Blockdichte in den Gemeinden kleiner, in denen die eingetragenen Telefonnummern relativ breiter gestreut sind als in anderen Gemeinden. So sind in Fuchsmühl mit 720 eingetragenen Telefonnummern 38 der 100er Blocks mit mindestens einer Nummer besetzt, während z.B. in Brück mehr als doppelt so vielen Telefonnummern eine etwas geringere Zahl von 100er Blocks gegenübersteht. Der Quotient $Z(j)/K(j)$, d.h. die Blockdichte der eingetragenen Telefonnummern ist proportional zur Hitrate, von der wir an anderer Stelle fordern, daß sie bei der Bestimmung des Umfangs der Bruttostichprobe berücksichtigt werden sollte (Häder/Gabler 1997). Wird für alle Gemeinden einheitlich $m(j)=m$ gesetzt, werden in denjenigen Gemeinden mehr Blocks gezogen, in denen die Blockdichte kleiner ist. Damit ist in diesen Gemeinden der Umfang der Bruttostichprobe größer als in Gemeinden, bei denen die Blockdichte höher ist. Dies ist durchaus vernünf-

tig, da in Gemeinden mit einer geringen Blockdichte tendenziell weniger zufällig generierte Nummern pro Block einer existierenden Telefonnummer entsprechen, d.h. mehr stichprobenneutrale Ausfälle auftreten.

Hat man eine Vorstellung vom Anteil der Geschäftsnummern an der Gesamtzahl der Telefonnummern in einer Gemeinde und vom zu erwartenden Nonresponse, lassen sich diese Informationen bei der Berechnung des Umfangs der Bruttostichprobe berücksichtigen. Dazu müßte die obige Formel lediglich um den Faktor

$$\frac{1}{(1 - GA(j)) * (1 - NR(j))}$$

erweitert werden, wobei GA(j) eine Schätzung für den Anteil der Geschäftsnummern in der Gemeinde G(j) und NR(j) eine Schätzung für den Nonresponse in der Gemeinde G(j) darstellt.

3. Simulation

Um ein Gefühl dafür zu bekommen, wie sich das vorgestellte Design in der Praxis bewährt, haben wir in den zwölf ausgewählten Gemeinden G(j) jeweils die Zahl Z(j) der eingetragenen Telefonnummern und die Zahl K(j) der besetzten 100er Blocks ermittelt, daraus die Blockdichte B(j) berechnet und in Tabelle 2 eingetragen. In jedem dieser Blocks gibt es mindestens eine eingetragene Telefonnummer. Die eingetragenen Telefonnummern schöpfen aber in der Regel nicht den gesamten Block aus. Die restlichen Nummern eines Blocks enthalten die nichteingetragenen Telefonnummern sowie nicht als Telefonnummern vergebene Ziffernfolgen. In unserer Simulation gehen wir vereinfachend⁴⁾ davon aus, daß in allen Gemeinden p=20% aller existierenden Telefonnummern nicht eingetragen sind. Damit beziehen wir uns auf einen von der Telekom angegebenen Mittelwert für das gesamte Bundesgebiet (Telekom 1997⁵⁾). Das Komplement der Gesamtheit aller eingetragenen Nummern in den Blocks enthält K(j)*L-Z(j) Ziffernfolgen. Aus diesen ziehen wir uneingeschränkt zufällig

$$Z(j)*p/(100-p)$$

Nummern, die in der Praxis den nichteingetragenen Telefonnummern entsprechen. Offensichtlich bewirkt dieses Vorgehen, daß in Blocks mit wenigen eingetragenen Telefonnummern mehr „nichteingetragene“ dazukommen als in Blocks, die mit eingetragenen Nummern stark besetzt sind. Dies würde den Umstand berücksichtigen, daß neue Telefonnummern, die in der verwendeten CD-Rom noch nicht verzeichnet sind, eher Blocks zugeordnet werden, die nur wenige eingetragene Nummern enthalten. Man kann diesen Umstand etwa dadurch empirisch überprüfen, daß man ältere und neuere Ausgaben der

CD-Roms vergleicht. Die Zahl aller existierenden Telefonnummern in einer Gemeinde wurde jedenfalls auf diese Weise erzeugt. Wir haben weiter festgelegt, daß aus jedem 100er Block genau zehn Nummern uneingeschränkt zufällig gezogen werden. Um die Zahl der auszuwählenden Blocks in einer Gemeinde nach der oben angegebenen Formel berechnen zu können, brauchen wir noch einen Wert für die Konstante c , die mitbestimmend für die Gesamtzahl aller anzuwählenden Telefonnummern einer Erhebung ist. Für die Simulation haben wir $c=30$ gewählt. Damit ergibt sich als Zahl $n(j)$ der auszuwählenden Blocks in Gemeinde $G(j)$

$$n(j)=3*L/B(j)$$

Da $n(j)$ in der Regel keine ganze Zahl ist, wurde proportional zum Wert der Nachkommastellen eine der nächstgelegenen ganzen Zahlen als Stichprobenumfang für die Blockauswahl verwendet. Der genaue Wert für $n(j)$ ist in Tabelle 2 zu finden. Die Blockauswahl wurde 100 mal simuliert und jeweils der Anteil der nichteingetragenen Telefonnummern sowie die Hitrate ermittelt. Das Ergebnis ist in Tabelle 2 abzulesen.

Tabelle 2: Simulationsergebnis für die ausgewählten Orte

Gemeinde	Blockdichte	Anzahl auszuwählender Blocks	100 Wiederholungen	
			Anteil der Nichteingetragenen	Hitrate
G(j)	B(j)	n(j)	Q(j)	H(j)
Mannheim	44.14	6.80	22.1	54.7
Bingen	35.54	8.44	20.8	44.9
Berchtesgaden	53.82	5.57	23.4	66.7
Bad Dürkheim	36.94	8.12	21.0	46.4
Füssen	43.97	6.82	20.3	55.4
Genthin	43.18	6.95	20.4	54.6
Ludwigsfelde	38.86	7.72	20.7	48.4
Edenkoben	23.64	12.69	19.2	30.9
Brück	45.62	6.58	20.9	57.2
Plaue	56.92	5.27	20.8	73.0
Fuchsmühl	18.95	15.83	19.5	24.1
Loose	42.91	6.99	20.2	54.0

Abbildung 2 zeigt den bereits erwähnten Zusammenhang zwischen Blockdichte und Hitrate. Die geschätzte Regressionsgerade lautet

$$\text{Hitrate} = 1.244 * \text{Blockdichte} + 0.638$$

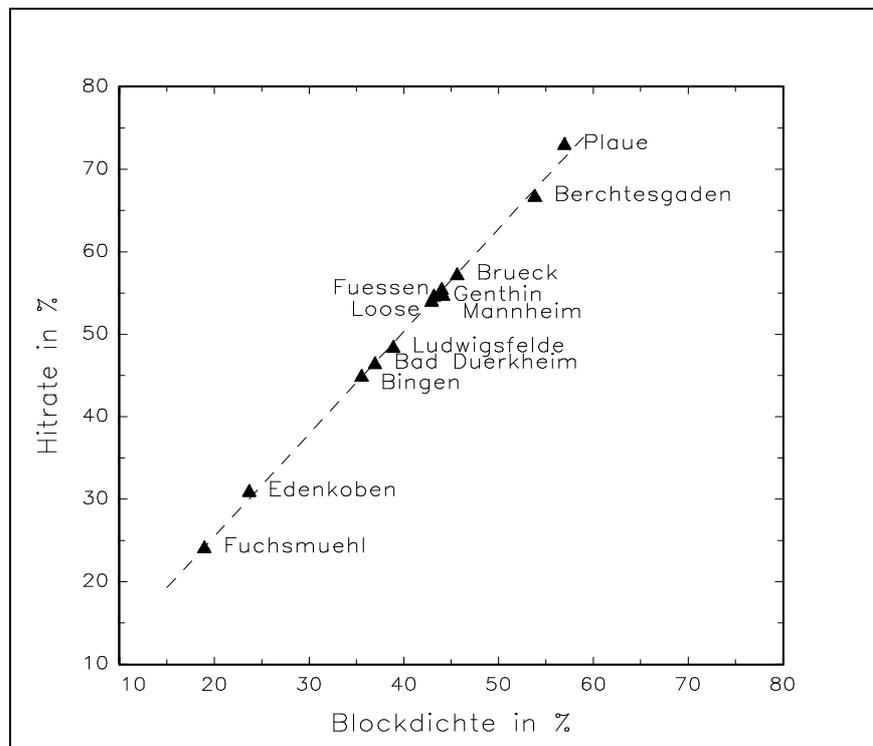
Da die Blockdichte sich nur auf die eingetragenen Telefonnummern bezieht, die Hitrate aber alle existierenden Telefonnummern beinhaltet, gilt in der Gesamtheit bei 20% nicht-eingetragenen Telefonnummern

$$\text{Blockdichte} = 0.8 * \text{Hitrate} \text{ bzw.}$$

$$\text{Hitrate} = 1.25 * \text{Blockdichte}.$$

Wir erhalten somit eine gute Schätzung für die tatsächliche Hitrate.

Abbildung 2: Streudiagramm Blockdichte-Hitrate



4. Zusammenfassung

Mit dem vorgestellten Verfahren erhalten alle existierenden Telefonnummern die gleichen Auswahlwahrscheinlichkeiten. Es werden sowohl eingetragene wie auch nichteingetragene Teilnehmernummern erfaßt, ohne daß die Nachteile des RLD auftreten. Nichteingetragene Nummern würden nur dann keine Chance haben, ausgewählt zu werden, wenn sie in speziellen Blocks verwaltet würden. Davon ist aber nicht auszugehen, wenn L nicht zu klein gewählt wird. Da es Telefonhaushalte mit mehreren Nummern pro Anschluß gibt, haben diese beim vorgestellten (wie auch bei jedem anderen bekannten) Design eine erhöhte Chance, ausgewählt zu werden. Um diese unterschiedlichen Inklusionswahrscheinlichkeiten der Telefonhaushalte korrigieren zu können, müssen bei den telefonischen Befragungen Informationen zur Zahl der Telefonnummern bzw. Anschlüsse eines Haushaltes erhoben werden, um sie dann bei der Gewichtung zu berücksichtigen.

Der entscheidende Vorteil unseres Designs liegt darin, daß die Inklusionswahrscheinlichkeiten im Gegensatz zu den RLD-Techniken bekannt und gleich sind. Daher ist der vorgeschlagene Stichprobenplan das stichprobentheoretisch korrektere Verfahren. Allerdings führt er zu geringeren Hitraten. Die Möglichkeiten und Grenzen bei der praktischen Umsetzung sollen in künftigen Erhebungen erkundet werden.

Anmerkungen

- 1) Für die unten beschriebenen Simulationen haben wir als \mathcal{Z} die Anzahl der in der CD-ROM D-Info 2.0 eingetragenen Telefonnummern gewählt.
- 2) Für die im folgenden dargestellten Übersichten und Simulationen haben wir die Telefonbuch CD-ROM D-Info 2.0 benutzt. Diese gibt bei Aufruf einer Gemeinde (z.B. Berchtesgaden) auch die Telefonteilnehmer von anderen kleinen Gemeinden mit gleicher Vorwahl (z. B. Schönau) aus. Deshalb haben wir den Begriff „Gemeindeverband“ gewählt. In der neueren Version D-Info '97 erfolgt die Ausgabe für alle Gemeinden getrennt. Damit ist eine sauberere Abgrenzung der Zielgesamtheit auf der Ebene der Gemeinden gewährleistet.
- 3) Als Hitrate bezeichnen wir das Verhältnis aus der Zahl der erfolgreich angewählten Nummern und der Anzahl der insgesamt angewählten Nummern (vgl. Häder/Gabler 1997). Die Hitrate ist ein Maß für die Effizienz von Telefonstichproben, die mit RLD- bzw. RDD-Verfahren erzeugt werden.
- 4) Der Anteil nichteingetragener Nummern an der Gesamtzahl der Telefonnummern variiert regional relativ stark. So existieren z.B. in urbanen Gegenden relativ mehr Teilnehmer mit nichteingetragenen Nummern als in ländlichen Gebieten (vgl. Häder 1996). Darüber hinaus ist der Anteil nichteingetragener Telefonnummern in Ostdeutschland höher als in Westdeutschland.

5) Wir danken Frau Dr. Katrin Zapf, Institut für Stadtforschung und Strukturpolitik GmbH Berlin, daß sie uns die betreffende Angabe der Telekom zur Verfügung gestellt hat.

Literatur

Babka v. Gostomski, Ch./Hartmann, J./Thum, M., 1997: Die Mannheimer Scheidungsstudie: Aspekte der Durchführung der telefonischen Befragung zu Determinanten der Ehescheidung. ZUMA-Nachrichten 41: 127-152.

Frey, J.H./Kunz, G./Lüschen, G., 1990: Telefonumfragen in der Sozialforschung. Opladen: Westdeutscher Verlag.

Häder, S., 1996: Wer sind die „Nonpubs“? Zum Problem anonymer Anschlüsse bei der Stichprobenziehung für Telefonumfragen. ZUMA-Nachrichten 39: 45-68.

Häder, S./Gabler, S., 1997: Überlegungen zur Anwendung von RLD-Verfahren bei Telefonumfragen in Deutschland. In: L. Gräf/V. Hüfken, (Hrsg.), Methodische Probleme bei Telefonumfragen. Waxmann Verlag (im Druck).

Marhenke, W., 1997: Telefonanschlußdaten als Auswahlgrundlage. S. 207-220 in: S. Gabler/J.H.P. Hoffmeyer-Zlotnik (Hrsg.), Stichproben in der Umfragepraxis. Opladen: Westdeutscher Verlag.

Schach, S., 1992: Methodische Aspekte bei der telephonischen Bevölkerungsbefragung - Grundsätzliche Überlegungen und Ergebnisse einer empirischen Untersuchung. In: S. Schach/G. Trenkler (Hrsg.), Data Analysis and Statistical Inference. Bergisch-Gladbach: Verlag Josef Eul.

Schnell, R., 1997: Praktisches Ziehen von Zufallsstichproben für Telefon-Surveys. ZA-Informationen 40: 45-59.

Schulte, W., 1997: Telefon- und Face-to-face-Umfragen und ihre Stichproben. S. 148-195 in: S. Gabler/J.H.P. Hoffmeyer-Zlotnik (Hrsg.), Stichproben in der Umfragepraxis. Opladen: Westdeutscher Verlag.

Telekom 1997: Angaben der Telekom über nichteingetragene Telefonanschlüsse vom 28.2.1997.

Von der Heyde, C., 1997a: Random-Route und Telefon. Struktur von Telefonhaushalten. S. 196-206 in: S. Gabler/J.H.P. Hoffmeyer-Zlotnik (Hrsg.), Stichproben in der Umfragepraxis. Opladen: Westdeutscher Verlag.

Von der Heyde, C., 1997b: Telefondichte in den neuen Bundesländern. Context 06/97:12.

Wasmer, M./Koch, A./Harkness, J./Gabler, S., 1996: Konzeption und Durchführung der "Allgemeinen Bevölkerungsumfrage der Sozialwissenschaften" (ALLBUS) 1996. ZUMA-Arbeitsbericht 96/08.