

Probleme der Stichprobenziehung und - konstruktion bei Telefon-Surveys

Lengerke, Thomas von; Abu-Omar, Karim; Schröder, Jana; Lüschen, Günther; Rütten, Alfred

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:

Lengerke, T. v., Abu-Omar, K., Schröder, J., Lüschen, G., & Rütten, A. (1998). Probleme der Stichprobenziehung und -konstruktion bei Telefon-Surveys. *ZA-Information / Zentralarchiv für Empirische Sozialforschung*, 42, 119-127. <https://nbn-resolving.org/urn:nbn:de:0168-ssoar-199922>

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.

Probleme der Stichprobenziehung und -konstruktion bei Telefon-Surveys

von Thomas von Lengerke ¹, Karim Abu-Omar ², Jana Schröder ³,
Günther Lüschen ² und Alfred Rütten ³

Zusammenfassung

Es werden Probleme hinsichtlich folgender Zielsetzungen bei Stichprobenplänen für Telefon-Surveys diskutiert: (1) Ziehung von regional begrenzten Stichproben (Bundesländer, Regierungsbezirke, Landkreise); (2) Berücksichtigung nicht-gelisteter Telefonnummern durch die Verwendung von „Randomized-Last-Digit“- (RLD-) Nummern. Mögliche Lösungen werden am konkreten Beispiel der Ziehung einer Zufallsstichprobe für den Freistaat Sachsen erörtert.

Abstract

This article focuses on the problems associated with pursuing: (1) selection of regionally restricted random samples (states [Bundesländer], administrative districts [Regierungsbezirke, Landkreise]); (2) consideration of unlisted telephone numbers using „randomized last digit“- (RLD-) numbers. Also discussed are some possible solutions to these problems are suggested by an actual random sample selection for the State of Saxony.

Schnell (1997) erörtert in einer Arbeit zur „Praktischen Ziehung von Zufallsstichproben für Telefon-Surveys“ unter anderem die Probleme (1) des Exports von auf Telefon-CDs gelisteten Nummern nach Bundesländern sowie (2) der Beschränkung von Telefon-CDs auf „(...) die Einträge derjenigen Anschlüsse, deren Besitzer den Eintrag ins Telefonbuch wünschen und deren Anschluß nicht kürzlich erfolgte“ (S. 49-50). Zu (1) stellt er eine indirekte Exportmöglichkeit für die Telefon-CD D-Info 3.0 dar, zu (2) empfiehlt er die

1 Anschrift: Dipl.-Psych. **Thomas von Lengerke**, TU Chemnitz, Philosophische Fakultät, Forschungsstelle für Regionale Gesundheitsförderung, D-09107 Chemnitz

2 University of Alabama at Birmingham

3 Technische Universität Chemnitz

ausschließliche Verwendung von „Randomized-Last-Digit“- (RLD-) Nummern, die auf gelisteten Nummern basieren. Im vorliegenden Beitrag soll auf einige Probleme bei der Umsetzung dieser Lösungsvorschläge eingegangen werden. Zu diesem Zweck wird auf Erfahrungen aus einem Telefon-Survey zurückgegriffen, der im Herbst 1997 im Freistaat Sachsen durchgeführt wurde und dessen Anlage im folgenden kurz skizziert wird.

Der Survey wurde im Rahmen des internationalen Forschungsprojektes *MAREPS* unter der Leitung von Prof. Dr. **Alfred Rütten** an der Technischen Universität Chemnitz durchgeführt⁴. *MAREPS* entwickelt im Auftrag der Europäischen Union im Rahmen von BIOMED-2 eine *Methodologie* zur Analyse der *Rationalität* und *Effektivität* von *Präventions-* und *Gesundheitsförderungs-Strategien*. Unter anderem wird hierzu eine vergleichende *Bevölkerungsstudie* in Belgien, Deutschland, Finnland, den Niederlanden, der Schweiz, Spanien und den USA durchgeführt. Dabei wird die Bevölkerung ausgewählter Regionen zu den Themen *Früherkennung von Brustkrebs*, *Prävention des Rauchens*, *Förderung von Sport* und *körperlicher Aktivität* sowie *Schaffung gesunder Lebens- und Arbeitsbedingungen* befragt. Der vorliegende Beitrag bezieht sich auf die Erhebung im Freistaat Sachsen.

Als Grundgesamtheit wurden alle Personen definiert, die in Sachsen in einem Privathaushalt wohnen und das 18. Lebensjahr vollendet haben. Ziele waren mindestens 400 realisierte Interviews für den Regierungsbezirk Chemnitz sowie insgesamt mindestens 400 realisierte Interviews für die Regierungsbezirke Leipzig und Dresden. Dazu wurden alle Einträge aus Sachsen von der seinerzeit aktuellen Telefon-CD D-Info 97 exportiert⁵. Bei diesem Schritt ergab sich das Problem, daß diese CD die Ziehung von regional begrenzten Stichproben (Bundesländer, Regierungsbezirke, Landkreise) nicht ohne weiteres zuläßt (s.u.).

Anschließend wurden Zufallsstichproben von (1) 750 Einträgen aus dem Regierungsbezirk Chemnitz sowie (2) von insgesamt 750 Einträgen aus den Regierungsbezirken Leipzig und Dresden gezogen⁶. Diese 1500 Einträge dienten als Basis für die Generierung von 1500 RLD-Nummern, die neben diesen Einträgen ebenfalls berücksichtigt wurden, um nicht-gelisteten Telefonanschlüssen eine Auswahlchance zu geben. Die Ausgangsliste wurde also so konstruiert, daß sie zu gleichen Teilen Listen- sowie RLD-Nummern enthielt (in unserem Fall 3000 Nummern). Dieses „50/50“-*Verfahren*, das weiter unten diskutiert wird, hatte

4 Der Survey wurde vom Sächsischen Staatsministerium für Soziales, Gesundheit und Familie finanziell gefördert.

5 Es handelt sich bei diesem Produkt um die direkte Nachfolgeversion der CD D-Info 3.0, die nach **Schnell** (1997, S. 47) für die praktische Ziehung von Telefonstichproben als einzige in Frage kommt.

6 Sequentielle Ziehung ohne Zurücklegen nach **Kennedy** und **Gentle** (1980, S. 238), hier realisiert mit Hilfe des von **Schnell** (1997, S. 56) zur Verfügung gestellten AWK-Programms.

bereits die Ziehung von genau 1500 Listennummern bestimmt⁷. Nach Bereinigung von Fax- und Mobiltelefonnummern sowie Nummern, die nur aus einer Vorwahl bestanden, verblieben 1439 Listen- und 1426 RLD-Nummern, also eine Gesamt-Bruttostichprobe von 2865 Nummern (vgl. Tabelle 1). Sie wurde während der Feldarbeit von Nicht-Kontakten und stichprobenneutralen Ausfällen bereinigt.⁸ Es gilt also:

Nettostichprobe = Bruttostichprobe - Nicht-Kontakte - stichprobenneutrale Ausfälle
 = *Erfolge + Ablehnungen + Zielperson erreicht, aber Interview nicht möglich.*

Ziehung von regional begrenzten Stichproben (Bundesländer, Regierungsbezirke, Landkreise)

Ausgangspunkt ist die definierte Grundgesamtheit von Personen, die in Sachsen in einem Privathaushalt wohnen. Dieses Definitionskriterium verlangt, daß alle Personen, die in Sachsen wohnen, für die Zufallsauswahl berücksichtigt werden müssen, gleichzeitig aber Personen aus anderen Bundesländern nicht berücksichtigt werden dürfen.

Bedauerlicherweise lassen sowohl die CD-ROM D-Info 97 als auch die im Januar 1998 erschienene Nachfolgeversion klickTel 98 einen Export von Telefonnummern ausschließlich nach den Parametern Straße/Hausnummer, Ort, Postleitzahl und Vorwahlnummer zu. Diese Parameter sind jedoch nicht dazu geeignet, mit hinreichender Genauigkeit eine Auswahl nach Bundesländern zu treffen⁹, da Postleitzahlen und Vorwahlnummern in Deutschland nicht deckungsgleich mit den Grenzen politisch-administrativ definierter Bereiche (Bundesländer, Regierungsbezirke, Landkreise) sind. Dies heißt nun im konkreten Fall, daß beispielsweise eine Postleitzahl in einem grenznahen Ort Wohnbereiche aus zwei Bundesländern beinhalten kann.

Bei der Realisierung der Zufallsstichprobe im durchgeführten Survey wurde allerdings angestrebt, die Bedingungen der definierten Grundgesamtheit auf jeden Fall zu erfüllen. Daher wurden Vorwahlbereiche, die über die sächsische Landesgrenze hinausgehen, auf jeden Fall für die Zufallsauswahl berücksichtigt. Durch dieses Verfahren wurden allerdings mehr Fälle in die Zufallsauswahl aufgenommen als der definierten Grundgesamtheit entsprachen. Das

7 Für die Berechnung der bei diesem Ansatz mindestens benötigten Bruttostichprobe wurde die von **Häder** und **Gabler** (1997) empfohlene Formel verwendet.

8 Der Survey wurde unter Verwendung des Programmpakets CATI Ci3 500 im Telefon-Interviewlabor der Professur Sportwissenschaft III (Prof. Dr. **Alfred Rütten**) der Technischen Universität Chemnitz realisiert. Nähere Informationen zu dem Labor (dem ersten seiner Ausstattung an Universitäten in den neuen Bundesländern) sind bei **Jana Schröder** M.A., TU Chemnitz, Philosophische Fakultät, Sportwissenschaft III, D-09107 Chemnitz erhältlich.

9 Diese Möglichkeit ließ die Version D-Info 3.0 durch die Spezifizierung des Parameters Landkreis noch zu. Nunmehr entfällt also auch die von **Schnell** (1997, S. 54) genannte indirekte Exportmöglichkeit nach einzelnen Bundesländern.

Tabelle 1: Vergleich von Listen- und RLD-Nummern (Erläuterungen s. Text)

	Listen- nummern			RLD- Nummern			Gesamt		
	N	% an Brut- to-stich- probe	% an Netto- stich- probe	N	% an Brut- to-stich- probe	% an Netto- stich- probe	N	% an Brut- to-stich- probe	% an Netto- stichpro- be
Bruttostichprobe	143	100.0		142	100.0		2865	100.0	
	9			6					
Nicht-Kontakte	266	18.5		459	32.2		725	25.3	
<i>keine Antwort</i>	47	3.3		48	3.4		95	3.3	
<i>immer besetzt</i>	-	-		1	0.07		1	0.03	
<i>Anrufbeantworter/Fax Nummer funkzio- niert nicht</i>	9	0.6		30	2.1		39	1.4	
<i>stichprobenneutrale Ausfälle</i>	273	19.0		191	13.4		464	16.2	
<i>reiner Geschäftsan- schluß</i>	200	13.9		109	7.6		309	10.8	
<i>nicht in Sachsen wohnhaft</i>	73	5.1		82	5.7		155	5.4	
Nettostichprobe	900	62.5	100.0	776	54.4	100.0	1676	58.5	100.0
Ablehnungen	291	20.2	32.3	242	17.0	31.2	533	18.6	31.8
<i>Ablehnung durch Kontaktperson</i>	82	5.7	9.1	91	6.4	11.7	173	6.0	10.3
<i>Ablehnung durch Zielperson</i>	175	12.1	19.4	130	9.1	16.8	305	10.6	18.2
<i>Interviewabbruch Zielperson er- reicht, aber Interview nicht möglich</i>	34	2.4	3.8	21	1.5	2.7	55	1.9	3.3
<i>Zielperson unbe- kannt/abwesend</i>	112	7.8	12.4	118	8.3	15.2	230	8.0	13.7
<i>Zielperson schwerhörig/erkrankt</i>	55	3.8	6.1	50	3.5	6.4	105	3.7	6.3
<i>Zielperson spricht Fremdsprache</i>	46	3.2	5.1	48	3.4	6.2	94	3.3	5.6
<i>Zielperson ver- storben</i>	6	0.4	0.7	7	0.5	0.9	13	0.5	0.8
<i>Sonstiges</i>	-	-	-	2	0.1	0.3	2	0.07	0.1
Erfolge (realisierte Interviews)	497	34.5	55.2	416	29.2	53.6	913	31.9	54.5
		(Ab- schluß- rate)	(Ant- wort- rate)		(Ab- schluß- rate)	(Ant- wort- rate)		(Ab- schluß- rate)	(Antwort- rate)

dadurch auftretende Overcoverage-Problem schätzen wir auf 2-3%. Die Personen wurden nun im Erstkontakt gefragt, ob sie in Sachsen und in welchem Landkreis sie wohnen (zu letzterem lag bei 4,9% der Fälle keine Angabe vor). Dieses Screening ermöglichte neben der Eingrenzung der Nettostichprobe auf Sachsen auch eine Einteilung nach Regierungsbezirken. Personen aus anderen Bundesländern wurden nicht interviewt und als stichprobenneutrale Ausfälle behandelt (vgl. Tabelle 1).

Berücksichtigung nicht-gelisteter Telefonnummern durch die Verwendung von „Randomized-Last-Digit“- (RLD-) Nummern

Während *Fuchs* (1995, S. 293) den Anteil nicht-gelisteter Telefonnummern in Deutschland mit 3% und *Häder* (1996, S. 47) für Anfang 1994 noch mit 3,7% angibt, gehen *Gabler* und *Häder* (1997, S. 7) unter Berufung auf Angaben der Deutschen Telekom aus dem Jahre 1997 davon aus, daß „circa 20 Prozent der Telefonnummern nicht in den jeweils aktuellen Telefonbüchern verzeichnet sind.“ Diese Schätzung erscheint als etwas spekulativ und zu hoch, zum einen, weil die Art und Weise ihrer Bestimmung nicht dokumentiert wird, zum anderen, weil auch das von *Häder* und *Gabler* (in Druck) zitierte ISSP-Methodenexperiment mit Raten nicht im Telefonbuch verzeichneter Anschlüsse von 10% für die alten und 30% für die neuen Bundesländer auf bundesweit eher 13-15% hindeutet. Gleichwohl ist von einer nach oben tendierenden Entwicklung auszugehen, deren Hauptgrund in der 1992 erfolgten Freistellung des Nicht-Eintrages durch die Deutsche Telekom liegen dürfte. Der dadurch verringerte Anteil gelisteter Telefonnummern an allen existierenden Anschlüssen führt nun jedoch bei Stichproben, die ausschließlich auf der Grundlage von Listenummern konstruiert werden, zu deutlich ungleichen Inklusionswahrscheinlichkeiten für die Telefonhaushalte. Damit wird die Verwendung von „Random-Digit-Dialing“- (RDD-) oder „Randomized-Last-Digit“- (RLD-) Verfahren erforderlich.¹⁰

Nun steht der Umfrageforscher, der eine Stichprobe ziehen möchte, jedoch zwischen den Notwendigkeiten einer methodisch „sauberen“ Vorgehensweise einerseits und einer möglichst effizienten, kostengünstigen Realisation seines Surveys andererseits. Sowohl RDD- als auch RLD-Verfahren führen nämlich (um nur einen Grund zu nennen) deswegen zu erhöhten Kosten, weil sie mehr oder weniger stark die Nicht-Kontaktrate (vgl. *Frey, Kunz* und *Lüschen* 1990, S. 43-44) erhöhen, die Interviewer aber auch für die hierdurch anfallenden Arbeitszeiten bezahlt werden müssen (zumindest wenn sie, wie in unserem Fall, aus verwaltungstechnischen Gründen nach Stunden bezahlt werden). Dieser Effekt ist gewiß bei RDD-Verfahren besonders stark ausgeprägt. *Collins* (1991, S. 142) beispielsweise berichtet

¹⁰ Dies gilt u.E. zumindest für Fälle, in denen systematische Verzerrungen, die mit diesem Problem verbunden sein können, untersuchungsrelevant, aber nicht auszuschließen sind (vgl. z.B. *Häder* 1996 zu bereits nachgewiesenen Verzerrungen hinsichtlich soziodemographischer Variablen).

von einer Studie aus Großbritannien, in der nur 25% der verwendeten RDD-Nummern Haushaltsanschlüsse repräsentierten (zitiert nach **Häder** und **Gabler** in Druck; entsprechend haben **Gabler** und **Häder** 1997 ein leicht eingeschränktes RDD vorgeschlagen). Allerdings war in dieser Studie auch die entsprechende Rate für die RLD-Nummern mit 61% noch bedeutend niedriger als die für gelistete Nummern, bei denen für Deutschland von 80% ausgegangen wird (vgl. **Gabler** und **Häder** 1997). Vor diesem Hintergrund kann die Empfehlung von **Schnell** (1997, S. 49-50), keine Listenauswahl, sondern ausschließlich auf der Listenstichprobe basierende RLD-Nummern zu verwenden, manches Surveybudget merklich strapazieren.

Bei der Konstruktion der Stichprobe im vorliegenden Survey in Sachsen wurde deshalb ein „50/50“-Verfahren gewählt. Die 1500 von der CD-ROM D-Info 97 gezogenen, also gelisteten Nummern, sollten die Hälfte der Bruttostichprobe ausmachen. Zusätzlich wurde eine gleich große Anzahl von Nummern hinzugefügt, die durch Addition einer gleich verteilten Zufallszahl von 1 bis 9 zu jeder der Listennummern generiert wurden. Dieses RLD-Verfahren stellt eine Abwandlung des von **Schnell** (1997, S. 50) empfohlenen Verfahrens dar¹¹ und wurde technisch mit einem C-Programm zur Addition einer Zufallszahl zwischen 1 und 9 zu jedem Eintrag in einer ASCII-Datei realisiert, in der jeder Eintrag aus je einer Zeichenkette der Form *Vorwahl-Nummer* besteht.¹²

Welche konkreten Folgen hatte dieses Vorgehen nun im vorliegenden Survey? Um dies zu beantworten, haben wir die Zusammensetzung der Bruttostichprobe sowohl für die Listen- als auch für die RLD-Nummern ermittelt (vgl. Tabelle 1). Dabei zeigen sich einerseits hinsichtlich der meisten Parameter nur geringfügige Unterschiede. So lagen die Antwortraten mit 55,2% bei den Listen- und 53,6% bei den RLD-Nummern praktisch gleichauf. Bezüglich der Abschlußraten ergab sich mit 34,5% (Liste) und 29,2% (RLD) auch nur ein unwesentlich größerer Unterschied. Andererseits zeigt sich ein für die Surveykosten allerdings recht bedeutsamer Unterschied bei der Nicht-Kontaktrate. Diese lag bei den RLD-Nummern mit 459 Fällen und 32,2% der entsprechenden Bruttostichprobe deutlich höher als bei Listennummern mit 266 Fällen und 18,5%. Damit ist im Vergleich zu einer reinen Listenauswahl von schätzungsweise

$$(459 + 266) - (2 \times 266) = 193$$

zusätzlichen Nicht-Kontakten auszugehen. Diese mußten also als zusätzlicher Kostenfaktor (Arbeitszeit der Interviewer!) in Kauf genommen werden, der durch die Berücksichtigung

11 Die Addition einer Zufallszahl von 0 bis 9, wie von **Schnell** für reine RLD-Stichproben vorgeschlagen, kam nicht in Frage: In unserem Fall wären dabei allein schon durch die Addition der Zahl 0 circa 10% der Listennummern dupliziert worden.

12 Wir bedanken uns ganz herzlich bei Dipl.-Ing. **Rolf Köbe** vom Universitätsrechenzentrum der Technischen Universität Chemnitz für das Schreiben dieses Programms und seine Realisierung.

der RLD-Nummern entstand (zumal im vorliegenden Survey aus methodischen Gründen mit 10 Kontaktversuchen gearbeitet wurde).

Um nun weitere Konsequenzen des „50/50“-Verfahrens auszuloten, haben wir anhand einer Zufallsstichprobe von 143 der 1426 RLD-Nummern durch Gegenchecks mit der verwendeten Telefon-CD die Anzahl nicht-gelisteter Telefonnummern in der RLD-Bruttostichprobe geschätzt. Dabei wurden 56 nicht-gelistete Nummern identifiziert, von denen allerdings 29 keine Telefonanschlüsse repräsentierten, d.h. nicht-funktionierende Nummern waren. Es ergaben sich also 27 nicht-gelistete Nummern, die einen Telefonanschluß repräsentierten. Damit wurden im vorliegenden Survey schätzungsweise insgesamt etwa 269 nicht-gelistete Telefonnummern in die Bruttostichprobe „hineingeneriert“:

$$\frac{56 - 29}{143} \times 1426 = 269,24.$$

Diese 269 nicht-gelisteten Telefonnummern entsprechen einem Anteil von 11,8% an allen Nummern in der Gesamtbruttostichprobe, die einen Telefonanschluß repräsentierten, also

$$\frac{269}{2865 - 590} \times 100\% = 11,8\%.$$

Da durch das „50/50“-Verfahren nur etwa halb so viele nicht-gelistete Telefonnummern verwendet worden sind, als bei einer reinen RLD-Stichprobe zu erwarten wäre, müßte man in letzterem Fall von einem entsprechend etwa doppelt so hohen Anteil ausgehen, im konkreten Fall von schätzungsweise 25,7%:

$$\frac{2 \times 269}{2 \times 1426 - 2 \times 380} \times 100\% = 25,7\%.$$

Mit dieser Analyse soll auf folgendes Problem aufmerksam gemacht werden: Im Bemühen, die *Unterrepräsentation* nicht-gelisteter Telefonnummern bei reinen Listenstichproben zu vermeiden, ist es mindestens theoretisch denkbar, daß sich der Umfrageforscher durch Verwendung von RLD-Verfahren ein Problem der *Überrepräsentation* dieser Nummern einhandelt. Man beachte: „RLD-Verfahren haben gegenüber rein telefonbuchbasierten Auswahlen lediglich den Vorteil, auch nichteingetragenen Anschlüssen eine - *allerdings unbekannt* - Auswahlchance zu geben.“ (**Häder** und **Gabler** in Druck; kursive Hervorhebung durch die Autoren). In unserem Survey liegt der entsprechende Anteil in der Gesamtbruttostichprobe mit 11,8% zwar noch *unter* den von **Gabler** und **Häder** (1997, S. 7) zitierten 20% nicht-eingetragener Anschlüsse. Bei ausschließlicher Verwendung von RLD-Nummern läge dieser Anteil mit geschätzten 25,7% (s.o.) allerdings bereits *darüber*.

Diese Überlegung zeigt unseres Erachtens, daß durch die Verwendung von RLD-Nummern nicht nur Probleme im Zusammenhang mit den finanziellen Kosten von Surveys entstehen können, sondern ebenso methodische „Kosten“ entstehen könnten: Eine Überrepräsentation nicht-gelisteter Telefonnummern würde eben auch zu Verzerrungen führen, die denen der Unterrepräsentation „nur“ komplementär wären. Dagegen spricht aus unserer Sicht auch nicht, daß - bezieht man diese Analyse auf die im vorliegenden Survey realisierte Stichprobe von N=913 - auch der Anteil der Interviews, die auf das „Konto“ nicht-gelisteter Telefonnummern „gehen“, mit schätzungsweise

$$\frac{\frac{6}{143} \times 1426}{913} \times 100\% = 6,6\%^{13}$$

unter 20% liegt¹⁴.

Der Vollständigkeit halber sei noch angemerkt, daß das von *Schnell* (1997, S. 50) genannte Problem von „... Diskussionen mit aufgebrauchten Zielpersonen, deren Nummer absichtlich nicht eingetragen wurde ...“ bei der Verwendung von RLD-Nummern im vorliegenden Survey keine bedeutende Rolle spielte. Dafür spricht unseres Erachtens auch, daß die Rate der Ablehnungen an der jeweiligen Nettostichprobe bei den RLD-Nummern mit 31,2% nur unwesentlich von derjenigen der gelisteten Nummern abweicht (32,3%; vgl. Tabelle 1). In den wenigen Fällen, in denen das Problem auftrat, half unserer (und vor allem unserer Interviewer) Erfahrung nach eine knappe, allgemeinverständliche Erläuterung des RLD-Prinzips meist weiter, bei Bedarf kombiniert mit dem Hinweis auf die öffentlich-rechtliche „Verortung“ der Surveyinstitution (Universität!) sowie dem wissenschaftlichen Charakter der Umfrage.

Schlußbemerkung

In diesem Beitrag wurden Lösungsansätze für Probleme (1) bei der CD-ROM-basierten Ziehung von regional begrenzten Stichproben (Bundesländer, Regierungsbezirke, Landkreise) sowie (2) der Verwendung von „Randomized-Last-Digit“- (RLD-) Nummern vorgestellt. Hinsichtlich (1) ist zu hoffen, daß auf die zur Verfügung stehenden Telefon-CDs der Parameter Landkreis wieder aufgenommen wird. Das im Zusammenhang mit (2) beschriebene „50/50“-Verfahren der Verwendung von Listen- und RLD-Nummern ist sicherlich

13 In der von uns analysierten Zufallsstichprobe von 143 RLD-Nummern befanden sich 6 realisierte Interviews.

14 Wären ausschließlich RLD-Nummern verwendet worden, läge dieser Anteil bei schätzungsweise

$$\frac{\frac{6}{143} \times (2 \times 1426)}{2 \times 416} \times 100\% = 14,4\%$$

keine Lösung, die gänzlich ohne theoretische Begründungsprobleme auskommt, sondern zunächst ein praktischer Kompromiß, der unseres Erachtens zu vertreten ist, wenn er transparent gemacht wird. Auf in diesem Zusammenhang denkbare stichprobentheoretische Probleme der Verwendung von RLD-Nummern haben wir hingewiesen.

Abschließend sei noch angemerkt, daß wir nicht wie *Schnell* (1997, S. 58) befürchten, die Zunahme der Programmierung intelligenter ISDN-Anschlüsse zur „Abwehr“ unbekannter Anrufer werde dem Telefon-Survey als Zugangsmethode zur Allgemeinbevölkerung ein definitives Ende bereiten. So könnte ja die Identifizierung des Anrufers als - wie im Beispiel des konkreten Falles - „Technische Universität Chemnitz“ sogar hilfreich für die erwartete Kooperation der zu befragenden Personen sein. Allerdings muß diese Form der Nicht-Antwort als zusätzliches Problem mit der Potenz einer weiteren Reduzierung von Abschluß- und Antwortraten bei Telefon-Surveys auf jeden Fall verfolgt werden. Bisher gibt es dazu weder in Deutschland noch in den USA ausreichende Erfahrungen oder gar kompetente Untersuchungen.

Literatur

Frey, J. H.; Kunz, G.; Lüschén, G. 1990:

Telefonumfragen in der Sozialforschung. Opladen: Westdeutscher Verlag.

Fuchs, M. 1995:

Die computergestützte telefonische Befragung. Antworten auf Probleme der Umfrageforschung? In: Zeitschrift für Soziologie, 24, S. 284-299.

Gabler, S.; Häder, S. 1997:

Überlegungen zu einem Stichprobendesign für Telefonumfragen in Deutschland. In: ZUMA-Nachrichten, 41, S. 7-19.

Häder, S. 1996:

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

Häder, S.; Gabler, S. in Druck:

Überlegungen zur Anwendung von RLD-Verfahren bei Telefonumfragen in Deutschland. In: *Gräf, L.; Hüfken, V.* (Hrsg.), Methodische Probleme bei Telefonumfragen. Münster: Waxmann.

Schnell, R. 1997:

Praktische Ziehung von Zufallsstichproben für Telefon-Surveys. In: ZA-Information, 40, S. 45-59.