SOEP The German Socio-Economic Panel Study

121

SOEP Survey Papers

Series C - Data Documentations

SOEP – The German Socio-Economic Panel Study at DIW Berlin 2013

Die 78er ADM-Stichproben – eine kritische Beschreibung der bevölkerungs-repräsentativen Zufallsstichproben für die Bundesrepublik Deutschland

Ute Hanefeld

DIW SOEP

Running since 1984, the German Socio-Economic Panel Study (SOEP) is a wide-ranging representative longitudinal study of private households, located at the German Institute for Economic Research, DIW Berlin.

The aim of the SOEP Survey Papers Series is to thoroughly document the survey's data collection and data processing.

The SOEP Survey Papers is comprised of the following series:

Series A – Survey Instruments (Erhebungsinstrumente)

Series B – Survey Reports (Methodenberichte)

Series C – Data Documentations (Datendokumentationen)

Series D – Variable Descriptions and Coding

Series E – SOEPmonitors

Series F – SOEP Newsletters

Series G – General Issues and Teaching Materials

The SOEP Survey Papers are available at
http://www.diw.de/soepsurveypapers

Editors:
Prof. Dr. Gert G. Wagner, DIW Berlin and Technische Universität Berlin
Prof. Dr. Jürgen Schupp, DIW Berlin and Freie Universität Berlin

Please cite this paper as follows:

Ute Hanefeld. 2013. Die 78er ADM-Stichproben – eine kritische Beschreibung der bevölkerungsrepräsentativen Zufallsstichproben für die Bundesrepublik Deutschland (Reprint von Sfb3-Arbeitspapier Nr. 74, 1982). SOEP Survey Papers 121: Series C. Berlin: DIW/SOEP

ISSN: 2193-5580 (online)

Contact: DIW Berlin
SOEP
Mohrenstr. 58
10117 Berlin

Email: soeppapers@diw.de

UTE HANEFELD

DIE 78ER ADM-STICHPROBEN –

eine kritische Beschreibung der bevölkerungsrepräsentativen Zufallsstichproben für die Bundesrepublik Deutschland

Sfb3-Arbeitspapier Nr. 74, 1982

Reprint 2013

Zusammenfassung

Mit den '78er ADM-Stichproben' wird ein Stichprobensystem für bevölkerungsrepräsentative Zufallsstichproben in der Bundesrepublik Deutschland bezeichnet, welches heute für eine Vielzahl von Erhebungen eingesetzt wird. Es wurde von einer Reihe von Markt- und Meinungsforschungsinstituten entwickelt, weil die amtliche Statistik bisher keinen Stichprobenplan zur Verfügung gestellt hat.

Da für die Planung und Analyse von Erhebungen die Kenntnis der Stichprobenziehung notwendig ist, bislang jedoch keine genauere Dokumentation des ADM-Stichprobensystems vorliegt, sollen in dem folgenden Arbeitspapier wesentliche Informationen zusammengefaßt werden, die über dieses System ermittelt werden konnten. Nach einer kurzen Skizzierung des organisatorischen Rahmens und der Ziele der ADM-Stichproben folgt eine Beschreibung des mehrstufigen geschichteten Stichprobenplanes. Anschließend werden Stichprobenfehler diskutiert, mit denen bei diesem Stichprobenverfahren gerechnet werden muß.

Summary

The '78er ADM-Stichproben' are a sample design for a random sample, representative of the population of the Federal Republic of Germany. They are used for a lot of random samples and have been developped by several German survey institutes, because the German Bureau of the Census has not yet made a sample design available.

Since a more precise documentation of this sample design, though necessary for the planning and analysis of a survey, has not been provided up to now, the following paper is meant to give some more information about it. After a short outline of the organizational frame and the aims of the sample, the multi-stage stratified sample plan is described. Finally, possible sampling errors are discussed.

Gliederung

		Seite
0.	Vorbemerkungen	1
1.	Die Entstehung der ADM-Stichproben und ihr organisatorischer Rahmen	2
2.	Die Ziele der ADM-Stichproben	5
3.	Die Stichprobenziehung	6
3.1.	Die Grundgesamtheit	6
3.2.	Die mehrstufige geschichtete Flächenstichprobe	12
3.2.1.	Die Flächenbildung	13
3.2.2.	Die Schichtung durch Anordnung	17
3.2.3.	Die Datengrundlage	19
3.3.	Die Stichprobenziehung der ersten Stufe	20
3.4.	Die Stichprobenziehung der zweiten Stufe	25
3.5.	Die Stichprobenziehung der dritten Stufe	28
3.6.	Das Redressment	29
4.	Die Genauigkeit der ADM-Stichproben	31
4.1.	Der Zufallsfehler	32
4.2.	Der systematische Fehler	36
4.2.1.	Systematische Fehler aufgrund der Datengrundlage und der Stichprobenziehung in der ersten Stufe	37
4.2.2.	Systematische Fehler aufgrund der Stichprobenziehung in der zweiten Stufe	38
4.2.3.	Systematische Fehler aufgrund der Stichprobenziehung in der dritten Stufe	41
4.3.	Der Gesamtfehler	43
	Anhang	45
	Literaturverzeichnis	49

0. Vorbemerkungen

Mit den 'ADM-Stichproben' wird ein Stichprobensystem bezeichnet, welches heute in der Bundesrepublik Deutschland von einer Reihe von Markt- und Meinungsforschungsinstituten für bevölkerungsrepräsentative Zufallsstichproben benutzt wird.

Die Publikationspolitik über dieses Stichprobensystem ist sehr zurückhaltend. Die vorliegenden Veröffentlichungen sind entweder veraltet (Wendt 1971), oder aber sie enthalten nur sehr grobe Beschreibungen des Stichprobenplans und sind z.T. auch noch schwer zugänglich (MA 80). Selbst das vom ADM (Arbeitskreis Deutscher Marktforschungsinstitute) herausgegebene und von Schäfer (1979) bearbeitete Buch 'Muster-Stichproben-Pläne' beschreibt überwiegend nur mögliche Stichprobenpläne, lediglich in wenigen Fällen wird dabei auf die tatsächliche Konstruktion der ADM-Stichproben eingegangen.

Bei dem Versuch, weitere Informationen über das Stichprobenverfahren zu erhalten, mußte außerdem festgestellt werden, daß viele Markt- und Meinungsforschungsinstitute dieses System zwar anwenden, jedoch über die Anlage der Stichprobenziehung nicht exakt Auskunft geben können. Ein Grund hierfür mag die Tatsache sein, daß nur wenige Institute in der Bundesrepublik einen Statistiker beschäftigen, der sich speziell um Stichprobenprobleme bemüht. Weiterhin scheinen sich auch die meisten Auftraggeber von Umfragen primär nur für die endgültigen Ergebnisse zu interessieren, weniger aber für das Zustandekommen und die Aussagekraft dieser Ergebnisse. Gelegentlich hat man den Eindruck, daß die Institute die ihnen zur Verfügung gestellten Stichproben ohne nähere Kenntnisse über deren Konstruktion und deren Qualität bzw. Genauigkeit benutzen.

Da das ADM-Stichprobensystem heute aber vermutlich für die meisten in der Bundesrepublik durchgeführten bevölkerungsrepräsentativen Zufallsstichproben verwendet wird und die Kenntnis der Stichprobenziehung für die Erstellung des Erhebungsplanes und für die Beurteilung der gewonnenen Daten von großer Wichtigkeit ist, soll dieses System hier genauer dargestellt werden. Die wenigen und aus verschiedenen Quellen stammenden Informationen wurden dafür so zusammengestellt, daß sich ein

möglichst vollständiges Bild ergibt. Dennoch blieb eine Reihe von Fragen ungeklärt. Um anderen Interessenten den Oberblick zu erleichtern, wird neben der methodischen Darstellung des derzeitig verwendeten Stichprobensystems und der Erläuterung einiger seiner Probleme auch ein kurzer Oberblick über die organisatorischen Zusammenhänge und die historische Entwicklung gegeben.

Danken möchte ich an dieser Stelle Herrn Scheler von der Arbeitsgemeinschaft Media-Analyse (AG.MA), Frankfurt, Herrn Galler von Marplan, Offenbach, sowie der statistischen Abteilung von Infratest, München, die mich durch Diskussion und die Bereitstellung ihrer Informationen in meiner Arbeit unterstützten.

1. Die Entstehung der ADM-Stichproben und ihr organisatorischer Rahmen

Die Anregung zum ADM-Stichprobensystem kam ursprünglich aus der Marktforschung. Nach dem Zweiten Weltkrieg wurde die Erstellung von bevölkerungsrepräsentativen Stichproben jeweils dezentral von den einzelnen Markt- und Meinungsforschungsinstituten durchgeführt. Diese Vorgehensweise hatte eine Reihe von Nachteilen. Neben den erheblichen Kosten, die mit der Erstellung und Pflege eines Stichprobenplans verbunden sind, wurde insbesondere das Problem deutlich, daß bei großen Erhebungen, bei denen mehrere Institute beteiligt waren, wie z.B. bei den jährlichen Erhebungen der Arbeitsgemeinschaft Leseranalyse (seit 1972 Arbeitsgemeinschaft Media-Analyse), mehrere unabhängig voneinander gezogene Stichproben zum Einsatz kamen. Diese Stichproben waren nicht nach gleichen Flächensystemen aufgebaut, so daß es zu Oberschneidungen von Flächen kam, und auch der Stichprobenaufbau war unterschiedlich strukturiert, so daß die Ergebnisse der Institute voneinander abwichen (Wendt 1971, S. 8).

Bereits Anfang der 60er Jahre erfolgten Bemühungen, einen gemeinsamen Stichprobenplan zunächst auf der Basis der 61er Wahlbezirksdatei und später anhand der Unterlagen zur Bundestagswahl 1965 zu erstellen. Erst 1971 konnte dieser Plan jedoch verwirklicht werden. Die Arbeitsgemeinschaft Leseranalyse und der ADM beauftragten das Bureau Wendt,

Hamburg, mit der Erstellung des Datenbandes und des Ziehungsprogramms.

Das ADM-Stichprobensystem von 1971 war eine mehrstufige geschichtete Flächenstichprobe und hatte im wesentlichen die Daten der Wahlbezirksstatistik von 1969, der Gemeindekartei per 31.12.1969 und des Gemeindeverzeichnisses aus der Volkszählung von 1961 zur Grundlage. Auf eine genauere Beschreibung dieses Stichprobensystems wird hier verzichtet, da es aufgrund der derzeit vorhandenen Neuauflage von 1978 nicht mehr zur Anwendung kommt und die 78er ADM-Stichproben mit nur geringen Abweichungen nach dem gleichen Konzept erstellt wurden (zur Beschreibung der 71er Stichprobenziehung vgl. Wendt 1971).

Eine Aktualisierung der 71er ADM-Stichproben wurde 1975 im Hinblick auf die Bundestagswahlen 1976 angestrebt. Da nicht alle Mitgliedsinstitute des ADM aufgrund ihrer speziellen Arbeitsgebiete bevölkerungsrepräsentative Zufallsstichproben benötigen, beteiligten sich an der Neuerstellung nur die ADM-Institute:
- Contest-Census, Frankfurt
- GETAS, Bremen
- GfK, Nürnberg
- IFAK, Taunusstein
- IfD, Allensbach
- Infratest, München
- Mafo-Institut, Schwalbach/Ts.
- Markt-Daten-Institut, Neu Isenburg
- Sample-Institut, Hamburg
- Schaefer Marktforschung, Hamburg

sowie die Institute:
- Infas, Bonn
- Marplan, Offenbach und die
- Arbeitsgemeinschaft Media-Analyse (AG.MA), Frankfurt und ihre Tochter Media-Micro Census GmbH (MMC), Frankfurt (Schäfer 1979, S. 23).

Unter dem gemeinsamen Namen 'Club der 13' beauftragten diese Institute wiederum das Bureau Wendt mit der Erstellung der 78er ADM-Stichproben (auch ADM-Muster-Stichproben-Pläne genannt).

1971 waren insgesamt ca. 100 Stichproben à 280 Sample-Points gezogen worden. Diese Stichproben wurden entsprechend der gewünschten Anzahl

anschließend an die Institute verteilt. Die AG.MA setzte damals für ihre Erhebungen vier Institute ein und benutzte somit über diese Institute einen Teil der Stichproben für ihre Umfragen. 1978 wurden 120 Stichproben, diesmal ã 210 Sample-Points gezogen, die jedoch ausschließlich für die Institute verwendet werden sollten. Speziell für die AG.MA wurden weitere 96 Stichproben gezogen. Für die Media-Analyse setzt die AG.MA derzeit 6 Institute ein. Diesen Instituten ist es gestattet, neben ihren Instituts-Stichproben auch die Stichproben der AG.MA für andere Erhebungen zu verwenden. Da die Instituts-Stichproben und die Stichproben der AG.MA aus dem gleichen Datenband und nach dem gleichen Stichprobenplan gezogen wurden, besteht prinzipiell kein Unterschied zwischen den Stichproben. Lediglich aufgrund der Anzahl der bei der Erhebung eingesetzten Stichproben erhöht sich die Genauigkeit der Media-Analyse gegenüber den meisten Umfragen der Institute. Bei der Media-Analyse werden derzeit 24 Stichproben pro Jahr eingesetzt. Diese Anzahl übertrifft die Zahl der einem Institut zur Verfügung stehenden Stichproben und wird bei Instituts-Umfragen nur erreicht, wenn mehrere Institute gemeinsam eine Erhebung durchführen.

Die 78er Stichproben, die im wesentlichen auf der Wahlbezirksdatei zur Bundestagswahl 1976 und auf der Gemeindedatei zum Stand der Volkszählung 1970 beruhen, werden noch heute verwendet. Grundsätzlich ist eine Aktualisierung des Stichprobensystems jeweils zu den Terminen der Bundestagswahl angestrebt. Im Jahre 1980 stellte man dieses Vorhaben jedoch zunächst zurück, in der Hoffnung, daß die ursprünglich für 1980 vorgesehene Volkszählung 1981 durchgeführt würde, und somit aktuellere Daten, insbesondere für die Haushaltsstruktur, vorliegen würden. Nachdem inzwischen mit der nächsten Volkszählung vor 1983 nicht gerechnet werden kann, ist eine Aktualisierung der ADM-Stichproben initiiert worden. Der Club der 13 hat in fast unveränderter Zusammensetzung Anfang 1981 eine BGB-Gesellschaft gegründet, die wiederum dem Bureau Wendt den Auftrag zur Erstellung eines Daten- und Ziehungsbandes erteilt hat. Da der genaue Termin der Einsatzbereitschaft dieser aktualisierten Stichproben z.Z. noch nicht abzusehen ist, wird im folgenden das 78er Stichprobensystem beschrieben, welches vorerst noch angewendet werden muß.

2. Die Ziele der ADM-Stichproben

Abgeleitet aus der historischen Entwicklung der Anwendung von bevölkerungsrepräsentativen Zufallsstichproben für die Bundesrepublik Deutschland, war es primäres Ziel bei der Erstellung der ADM-Stichproben, ein Stichprobensystem zu konstruieren, welches für alle beteiligten Institute standardisiert gezogene und gleichwertige Stichproben erzeugt und gleichzeitig die Möglichkeit einer Zusammenfassung von Stichproben unter Vermeidung von Überschneidungen schafft (Schäfer 1979, S. 19). Mit diesem System sollte gleichzeitig ein Datenbestand aufgebaut werden, der neben den notwendigen Informationen für die Stichprobenziehung auch weitere Angaben enthält, die zur Kontrolle der Stichproben und zur flexibleren Handhabung des Systems, z.B. durch Verwendung anderer Schichtungsmerkmale oder Stichprobeneinheiten, herangezogen werden können. Schäfer betont in diesem Zusammenhang bei der 78er Aktualisierung die Erstellung eines sog. 'Baukasten-Systems', welches neben nationalen Stichproben auch

"- regionale oder lokale Stichproben,
- Stichproben nach 'random-route',
- Stichproben mit Total- oder Teilauflistung,
- Quota-Stichproben mit Random-Auswahl von Sampling-Points"

(Schäfer 1979, S.24) ermöglicht.

An dieser Stelle muß jedoch gesagt werden, daß diese sehr hoch gesteckten Ziele zum Teil vom System nicht erreicht werden können, zum Teil wohl erreichbar sind, aber in der Praxis nicht ausreichend genutzt werden, und daß einige Ziele, die die Flexibilität des Systems unterstreichen sollen, eher einen Qualitätsverlust bedeuten. So wird z.B. die häufig gepriesene Überschneidungsfreiheit des Systems nicht erreicht (vgl. Abschnitt 3.3.). Auch die Erzeugung von 120 'gleichwertigen' Stichproben ist aus statistischen Gründen nicht möglich (vgl. Abschnitt 4.1.). Theoretisch sind weitere Stichprobenziehungen mit veränderten Kriterien zwar durchführbar, in der Praxis stehen dem jedoch einige Hemmnisse entgegen. So verfügen die Institute lediglich über das Datenband, das Ziehungsprogramm befindet sich bei der Firma Ebert & Billmeier, Eschborn,die die technische Abwicklung der Stichprobenziehung übernommen hatte. Obwohl diese Hemmnisse recht unproblematisch zu überwinden wären, scheinen die Institute überwiegend ledig-

lich die ihnen gelieferten Stichproben zu benutzen, zumindest konnte eine flexible Handhabung des Systems sowie die Nutzung der damit gegebenen weiteren Möglichkeiten kaum festgestellt werden.

Gerade in Anbetracht dessen, daß ein ursprüngliches Ziel, neben der Zufallsziehung der Sample-Points auch die Adressenerhebung, die Adressenauswahl und die Ermittlung der Zielperson einheitlich und zentral zu gestalten (Schäfer 1979, S. 19), bisher nicht verwirklicht wurde, ist das von Schäfer hervorgehobene Baukasten-System nicht überzubewerten. Die Institute erhalten lediglich eine genaue Beschreibung der zu ihren Stichproben gehörenden Sample-Points. Für die Auswahl der Haushalte bzw. Personen wurden ihnen zwar Vorschläge unterbreitet, die Praxis zeigt jedoch, daß die Ausführung dieser Arbeiten von Institut zu Institut variiert. Gerade diese Freiheit der Institute in den letzten Stufen der Stichprobenziehung birgt aber die Gefahr, daß die Qualität der Stichprobenziehung durch Fehler, z.B. bei der Adressenerhebung, gemindert und die angestrebte Gleichwertigkeit der Stichproben dadurch noch weiter eingeschränkt wird.

3. Die Stichprobenziehung

Die ADM-Stichproben sind von ihrer Anlage her mehrstufige geschichtete Flächenstichproben, die, basierend auf der Zufallsauswahl, bevölkerungsrepräsentative Umfragen ermöglichen sollen.

3.1. Die Grundgesamtheit

Die Grundgesamtheit der ADM-Stichproben ist definiert durch die "in Privathaushalten lebende deutsche Wohnbevölkerung" (Schäfer 1979, S. 62). Diese Abgrenzung ist in mehrfacher Hinsicht problematisch:

1. Sie entspricht keinem der Bevölkerungskonzepte, die von der amtlichen Statistik für die Publikation der Daten verwendet werden.
2. Sie wird bei der Stichprobenziehung der zweiten Stufe, bei der Auswahl der Haushalte und dabei bei der Bestimmung der Haushaltsgröße, nicht eingehalten.
3. Sie wird bei der Stichprobenziehung der ersten Stufe, bei der Ermittlung der Bedeutungsgewichte für die Stimmbezirke, nicht einge-

halten (vgl. Abschnitt 3.3.).

4. Der Ausschluß der ausländischen Bevölkerung ist, angesichts der heutigen Bedeutung dieser Bevölkerungsgruppe, für die Wirtschafts- und Sozialpolitik, aber auch im Bereich der Markt- und Meinungsforschung problematisch.

Die amtliche Statistik unterscheidet verschiedene Bevölkerungskonzepte. In diesem Zusammenhang interessiert insbesondere das Konzept der Wohnbevölkerung im Vergleich zu dem der Privathaushalte, welches auf der wohnberechtigten Bevölkerung beruht. Die Abgrenzung des Begriffs Privathaushalte entspricht bei den ADM-Stichproben der amtlichen Statistik. "Privathaushalte werden definiert als zusammen wohnende und auch zusammen wirtschaftende Personengemeinschaften, gleichgültig, ob diese Personen verwandt sind oder nicht. Allein wohnende oder selbständig wirtschaftende Personen bilden den sog. Ein-Personen-Haushalt". (Schäfer 1979, S. 62). Problematisch ist aber der in der ADM-Definition verwendete Begriff der deutschen Wohnbevölkerung. In der amtlichen Statistik ist die Wohnbevölkerung wie folgt definiert: "Zur Vermeidung von Mehrfachzählungen werden Personen mit mehreren Wohnungen derjenigen Gemeinde zugeordnet, von der aus sie ihrer Arbeit bzw. Ausbildung nachgehen oder in der sie sich - sofern sie weder berufstätig noch in Ausbildung sind - überwiegend aufhalten..." (Statistisches Bundesamt 1980, S. 48). Unter dem Begriff Wohnbevölkerung werden somit alle in der Bundesrepublik wohnenden Personen einschließlich der Ausländer (mit Ausnahme der Angehörigen der ausländischen Stationierungsstreitkräfte und der ausländischen diplomatischen und konsularischen Vertretungen und ihrer Familien (vgl. Statistisches Bundesamt 1980, S. 48)) und der Anstaltsbevölkerung einmal erfaßt. Zu der Bevölkerung in Privathaushalten werden dagegen nur die in Privathaushalten lebenden Personen gezählt, nicht die Anstaltsbevölkerung, es sind Doppelzählungen von Personen mit mehreren Wohnungen vorhanden, und eine Untergliederung nach Privathaushalten mit deutschem und ausländischem Haushaltsvorstand wird nur für einige Variablen veröffentlicht.

Während die Veröffentlichungen der amtlichen Statistik jeweils nur auf der Grundlage des einen oder des anderen Bevölkerungskonzepts beruhen, entspricht die Definition der Grundgesamtheit der ADM-Stichproben einer Vermischung dieser beiden Bevölkerungskonzepte, wodurch ein direk-

ter Datenvergleich zunächst nicht mehr möglich ist. Lediglich über Sonderauswertungen der amtlichen Statistik ließen sich Vergleichszahlen erstellen. Die Definition der Grundgesamtheit der ADM-Stichproben müßte nach ihrem Wortlaut bedeuten, daß Ausländer und die Anstaltsbevölkerung nicht enthalten sind und daß Doppelzählungen ausgeschlossen werden, indem nur solche Haushaltsmitglieder zum Haushalt gezählt werden, die entweder vom Befragungsort aus ihrer Arbeit oder Ausbildung nachgehen oder aber sich überwiegend dort aufhalten.

Zu einer Unterscheidung der Haushaltsmitglieder nach Haupt- und Nebenwohnsitz werden jedoch weder die Interviewer bei der Erfassung der Haushaltsmitglieder angehalten, noch sind Fragen nach weiteren Wohnsitzen bzw. dem überwiegenden Aufenthaltsort üblicherweise im Fragenprogramm enthalten, um nachträglich Doppelzählungen herauszurechnen. Es ist also zu vermuten, daß die Grundgesamtheit der ADM-Stichproben bei der Ziehung in der zweiten Stufe nicht - wie angestrebt - durch die in Privathaushalten lebende deutsche Wohnbevölkerung, sondern durch die deutsche Bevölkerung in Privathaushalten festgelegt ist.

Bei Personenstichproben, für die die ADM-Stichproben wohl überwiegend eingesetzt werden, kann man zwar davon ausgehen, daß Personen mit mehreren Wohnsitzen - aufgrund der praktischen Feldarbeit - keine höhere Wahrscheinlichkeit besitzen, in die Stichprobe zu gelangen, als Personen mit einem Wohnsitz, und daß dadurch wiederum eine Annäherung an das Konzept der Wohnbevölkerung erfolgt. Da eine Person zu einem bestimmten Zeitpunkt nur in einer Wohnung antreffbar sein kann, die Feldzeit i.d.R. recht kurz ist und der Interviewer häufig höchstens dreimal versuchen muß, den Kontakt herzustellen, liegt die theoretisch höhere Auswahlwahrscheinlichkeit dieser Personen in der Praxis vermutlich sogar - wegen der geringeren Antreffbarkeit - unter der von anderen potentiellen Zielpersonen.

Verzerrungen sind aber zum einen bei Merkmalen zu erwarten, die sich auf den Haushalt beziehen, wie z.B. die Haushaltsgröße und das Haushaltseinkommen, da bei diesen Variablen Personen mit erfaßt sind, die nach dem Konzept der Wohnbevölkerung nicht enthalten sein dürften. Zum anderen wird für Personenstichproben eine Umgewichtung (vgl. Abschnitt 3.6.) vorgenommen, die sich an der Haushaltsgröße orientiert, wodurch

abermals das Konzept der Wohnbevölkerung durchbrochen wird und die Gewichte somit verzerrt sein müssen. Während Haushaltsangaben in der Abgrenzung der Bevölkerung in Privathaushalten bei Personenstichproben, deren Grundgesamtheit die Wohnbevölkerung bildet, noch sinnvolle Interpretationsmöglichkeiten bieten, sollte man für eine exaktere Umgewichtung der Stichprobe jedoch die Frage nach dem überwiegenden Aufenthaltsort der Haushaltsmitglieder in den Fragebogen einschließen, so daß das angestrebte Konzept der Wohnbevölkerung eingehalten werden kann.

Für Haushaltsstichproben, bei denen der Haushalt als gemeinsam wohnende und wirtschaftende Einheit interessiert, muß festgehalten werden, daß die Grundgesamtheit nicht durch die deutsche Wohnbevölkerung in Privathaushalten, sondern durch die deutsche Bevölkerung in Privathaushalten definiert ist, wodurch die Vergleichbarkeit mit der amtlichen Statistik wieder gegeben und was für Analysen in den meisten Fällen auch die zweckmäßigere Einheit ist.

Die Notwendigkeit einer exakten Trennung zwischen dem Bevölkerungskonzept der Wohnbevölkerung und dem der Bevölkerung in Privathaushalten stellt sich nicht nur im Hinblick auf die Datenanalyse, sondern bereits bei der Datenprüfung und -hochrechnung, zumal die Differenz dieser beiden Konzepte z.Z. rund 1 Mio. Personen betragen muß (Haushaltsmitglieder 1979 61,1 Mio. (Statistisches Bundesamt 1980, S. 64), zuzüglich Anstaltsbevölkerung 1970 1,5 Mio. (Statistisches Bundesamt 1974, S. 19, letzte veröffentlichte Angabe), abzüglich Wohnbevölkerung 1979 62,1 Mio. (Statistisches Bundesamt 1980, S. 50)).

Welches Bevölkerungskonzept bei der Stichprobenziehung der ersten Stufe verwandt wurde, ist unklar. Es liegt die Vermutung nahe, daß mehrere Konzepte vermischt wurden (vgl. Abschnitt 3.3.).

Die gewählte Definition der Grundgesamtheit bedeutet explizit, daß die Anstaltsbevölkerung und die in Privathaushalten lebende ausländische Bevölkerung nicht einbezogen sind. (Zu den Problemen der Abgrenzung der Grundgesamtheit gegenüber diesen beiden Bevölkerungsgruppen vgl. insbesondere Abschnitt 4.2.2.) Zwar umfaßte die Anstaltsbevölkerung 1970 1,5 Mio. Personen (Statistisches Bundesamt 1974, S. 19) und

stellt damit keine zahlenmäßig unbedeutende Gruppe dar, jedoch sind die veröffentlichten statistischen Angaben z.Z. so unzureichend, daß nur unter großen Schwierigkeiten ein Stichprobenplan – insbesondere für eine Zufallsauswahl - zu erarbeiten wäre. Hinzu kommt, daß bei einem Teil dieser Gruppe mit erheblichen Problemen bei der Durchführung des Interviews zu rechnen ist. Dies betrifft zum einen institutionelle Barrieren, daß z.B. Anstaltsleitungen den Zugang zu den Befragungspersonen verwehren, zum anderen ist aber auch vermehrt damit zu rechnen, daß Befragungspersonen z.B. aus gesundheitlichen Gründen nicht in der Lage sind, an einem Interview teilzunehmen. Ein Ausschluß dieser Bevölkerungsgruppe aus der Grundgesamtheit scheint somit bei den ADM-Stichproben derzeit noch gerechtfertigt. Zu beachten ist allerdings, daß aufgrund des Kriteriums, welches zur Abgrenzung der Privathaushalte gegenüber der Anstaltsbevölkerung benutzt wird, eine Gruppe ausgeschlossen wird, die nach laienhaftem Verständnis wohl nicht ohne weiteres dem Anstaltsbereich zugeordnet würde. Diese Gruppe umfaßt die Personen, die z.B. aufgrund eines Arbeitsverhältnisses gemeinsam in Unterkünften wohnen und dort auch gemeinsam verpflegt werden. Hierzu gehören beispielsweise Arbeiterwohnheime, Unterkünfte für Auszubildende, aber auch der Bereich der Bundeswehr.

Anders zu beurteilen ist dagegen der Ausschluß der ausländischen in Privathaushalten lebenden Bevölkerung. Diese Bevölkerungsgruppe hat inzwischen einen Umfang von 4,5 Mio. Personen (Statistisches Bundesamt 1981a, S. 6) angenommen. Während noch vor einigen Jahren damit argumentiert werden konnte, daß es sich hierbei um sog. Gastarbeiter handelt, die sich nur für eine begrenzte Zeit in der Bundesrepublik aufhalten, die zahlenmäßig noch nicht ins Gewicht fallen und wirtschafts- und sozialpolitisch nicht von Bedeutung sind, trifft dieses Argument heute nicht mehr zu. Ein Großteil der ausländischen Bevölkerung ist inzwischen zu einem festen Bestandteil der bundesrepublikanischen Bevölkerung geworden und ist vom Status des 'Gastarbeiters' de facto zu dem des 'Einwanderers' übergewechselt. Deutlich wird dies insbesondere an der steigenden Aufenthaltsdauer, den sinkenden Rückwanderungsquoten und dem zunehmenden Nachzug von Familienangehörigen (Bundesminister für Arbeit und Sozialordnung 1980, S. 36). Bevölkerungsrepräsentative Aussagen im Bereich der Wirtschafts- und Sozialpolitik, aber auch in bezug auf das Konsumentenverhalten, für dessen Messung die ADM-Stich-

proben häufig verwandt werden, sind ohne Einbezug der Ausländer deshalb nicht möglich. In der Praxis wird bei bevölkerungsrepräsentativen Untersuchungen aufgrund der bei der Befragung von Ausländern zusätzlich anfallenden Kosten und der zu bewältigenden Probleme beim Interview (z.B. Sprachschwierigkeiten, Erwartung von erhöhten Ausfallquoten) häufig mit der Annahme operiert, daß die Ausländer sich wie die deutsche Bevölkerung verhalten würden. Daß diese Annahme vielfach nicht zutrifft, zeigen eine Reihe von Erhebungen, die bei Ausländern durchgeführt wurden (vgl. Mehrländer, u.a. 1981).

Bei der derzeit anstehenden Neuauflage der ADM-Stichproben wäre es deshalb dringend notwendig, die ausländische Bevölkerung in Privathaushalten in die Grundgesamtheit einzubeziehen. Zwar ist die Anzahl der Ausländer pro Stimmbezirk nicht bekannt, die Anzahl der Ausländer pro Gemeinde liegt jedoch z.B. beim Ausländerzentralregister oder aus der Bevölkerungsfortschreibung vor. Weiterhin wäre zu prüfen, inwieweit für große Gemeinden die Zahl der Ausländer pro Stadtbezirk verfügbar ist. In welcher Form die Ausländer bei der Stichprobenziehung berücksichtigt werden können, bedarf noch der Forschung. Bei der derzeitigen Ausgestaltung des Stichprobenplanes würden sie unterrepräsentiert sein, weil das Bedeutungsgewicht der Stimmbezirke sich an den Wahlberechtigten orientiert (vgl. Abschnitt 3.3.). Eine Minimallösung scheint jedoch eine getrennte Stichprobenziehung für die ausländische Bevölkerung in Privathaushalten auf der Ebene der Gemeinden zu sein. Zwar wäre damit nicht eine so tiefe Gliederung wie bei der deutschen Bevölkerung in Privathaushalten erreicht, jedoch stünde zumindest ein Stichprobenplan für eine Zufallsziehung zur Verfügung. Man wäre dann nicht mehr hauptsächlich auf Quotenverfahren angewiesen, weil das für die Erstellung des Stichprobenplans notwendige Material nicht oder nicht in einem angemessenen Zeitraum beschafft werden kann bzw. weil eine einstufige Stichprobenziehung z.B. anhand des Ausländerzentralregisters auf datenschutzrechtliche und/oder praktische Probleme stößt.

3.2. Die mehrstufige geschichtete Flächenstichprobe

Da für die Bundesrepublik Deutschland kein Gesamtverzeichnis existiert, in dem alle Haushalte bzw. Personen aufgelistet sind und anhand dessen eine Zufallsauswahl möglich wäre, wird bei den ADM-Stichproben ein mehrstufiges geschichtetes Flächenstichprobenverfahren verwandt.

Bei diesem Flächenstichprobenverfahren wird das Gebiet der Bundesrepublik in möglichst gleich große Flächen unterteilt. Aus diesen Flächen wird dann mit einem Zufallsverfahren eine bestimmte Anzahl ausgewählt. Bei dieser Auswahl der ersten Stufe sind die Auswahleinheiten die Stimmbezirke der letzten Bundestagswahl. Da die Summe der Stimmbezirke nicht die gesamte Fläche der Bundesrepublik abdeckt - Wald- oder Industriegebiete sind nicht erfaßt - kann nicht von einem reinen Flächenstichprobenverfahren gesprochen werden; für die Repräsentativität der Stichprobe hat dies jedoch keine Konsequenzen.

In der zweiten Stufe des Auswahlverfahrens wird aus den ausgewählten Stimmbezirken (auch Sample-Points genannt) zufällig eine bestimmte Anzahl von Haushalten ausgewählt. Definitionsgemäß sind die Auswahleinheiten der zweiten Stufe zwar Haushalte, genaugenommen müßte man aufgrund des Auswahlverfahrens (vgl. Abschnitt 3.4.) jedoch von Tür-(Klingel-)Schildern sprechen.

Für Personenstichproben schließt sich noch eine dritte Auswahlstufe an, in der innerhalb der ausgewählten Haushalte die Zielperson zufällig bestimmt wird (vgl. Abschnitt 3.5.).

Während die Stichprobenziehung der ersten Stufe zentral und für alle beteiligten Institute einheitlich vorgenommen wurde, wird die Ziehung der zweiten und ggf. dritten Stufe von jedem Institut selbst und damit zwischen den Instituten unterschiedlich durchgeführt.

Das mehrstufige Flächenstichprobenverfahren hat den Vorteil, daß keine aktuelle und vollständige Auswahlgrundlage benötigt wird, die alle Aufbereitungseinheiten enthält, sondern es genügt in der ersten Stufe eine Auswahlgrundlage mit Informationen über Gruppen von Aufberei-

tungseinheiten. In den weiteren Auswahlstufen werden dann nur noch die Informationen über die vorher ausgewählten Einheiten benötigt. Beim Flächenstichprobenverfahren kann außerdem davon ausgegangen werden, daß die Auswahlgrundlage der ersten Stufe länger aktuell ist als z.B. Adressenlisten, weil Zu- und Abgänge innerhalb der Flächen nicht unbedingt sofort eine Strukturverschiebung bedeuten müssen. Weiterhin ist dieses Verfahren beim Einsatz von Interviewern kostengünstiger, weil sie nicht über das Gesamtgebiet gestreut, sondern in bestimmten Gebieten konzentriert eingesetzt werden (Büschges 1961, S. 84 ff).

Diese Vorteile des mehrstufigen Flächenstichprobenverfahrens müssen jedoch mit den Nachteilen einer mehrstufigen Klumpenauswahl erkauft werden. Ein mehrstufiges Auswahlverfahren ist grundsätzlich komplizierter, sowohl bei der Auswahl als auch bei der Fehlerrechnung. Sein Einsatz bedingt außerdem einen Verlust an Genauigkeit, der aber z.B. durch die Verwendung einer Schichtung gemildert werden kann. Durch die stufenweise Auswahl sind die Auswahleinheiten letzter Stufe nicht mehr über die ganze Grundgesamtheit gestreut, der Zufallsfehler wird somit durch den sog. Stufungseffekt erhöht. Eine weitere Vergrößerung des Fehlers entsteht aus dem sog. Klumpeneffekt, der dadurch bedingt ist, daß die Voraussetzung - die Auswahleinheiten erster Stufe (Klumpen) sollen die Gesamtheit möglichst weitgehend widerspiegeln und damit in sich möglichst heterogen sein - nicht ausreichend erfüllt ist (Statistisches Bundesamt 1960, S. 41 ff).

3.2.1. Die Flächenbildung

Bei der Bildung der Flächen sollte einerseits eine möglichst tiefgehende Gliederung vorgenommen werden, andererseits sollten die Flächen in sich möglichst heterogen sein, um eine genügende Genauigkeit zu erreichen. Entscheidend bei der Bestimmung der Einheiten ist jedoch häufig das vorhandene Datenmaterial. Für die ADM-Stichproben wurden als Auswahleinheiten der ersten Stufe die Stimmbezirke der letzten Bundestagswahl (1976) gewählt, für die aus der Wahlbezirksstatistik des Statistischen Bundesamtes und des Landesamtes für EDV, Berlin, eine Reihe von Informationen vorlagen.

Der Begriff 'Stimmbezirke' wird in einigen Landeswahlgesetzen verwandt, er ist bedeutungsgleich mit dem Begriff 'Wahlbezirke' des Bundeswahlgesetzes. Zur deutlicheren Unterscheidung zu den Wahlkreisen wird im folgenden die Bezeichnung Stimmbezirk verwandt.

Die Stimmbezirke sind die kleinsten Gebietseinheiten, die in der Bundesrepublik abgegrenzt werden. Alternativ hätte man - aufgrund der Datenlage - nur die nächst größere Einheit Gemeinde wählen können. Die Gliederung wäre damit jedoch nicht so tiefgehend gewesen, außerdem unterscheiden sich die Gemeinden in ihrer Größe sehr stark, und große Gemeinden sind für die Auswahl in der zweiten Stufe unhandlicher. Problematisch scheint die Wahl von Stimmbezirken als Auswahlstufe erster Einheit allerdings im Zusammenhang mit dem Klumpeneffekt, da zu vermuten ist, daß sich die Stimmbezirke mit relativ gleichartig strukturierten Wohngebieten decken, und sie somit eher homogen als heterogen sind.

Auch die Stimmbezirke weisen eine unterschiedliche Größe auf. Schäfer (1979, S.65) gibt zwar an, daß sie zwischen 200 und 2.000 Wahlberechtigten schwankt, in der Bundeswahlordnung ist jedoch für die Einteilung der Stimmbezirke lediglich eine Obergrenze von 2.500 Wahlberechtigten festgelegt. Ansonsten gilt die Regel, daß den Wahlberechtigten die Teilnahme an der Wahl möglichst erleichtert werden soll und daß die Stimmbezirke nicht so klein sein dürfen, daß erkennbar wird, wie einzelne Wahlberechtigte gewählt haben (Bundeswahlordnung i.d.F. vom 24.07.1975, §11, Abs. 1, 2). Dies läßt darauf schließen, daß auch Stimmbezirke außerhalb der von Schäfer genannten Grenzen auftreten. Da die Stimmbezirke proportional zur Anzahl ihrer Haushalte ausgewählt werden sollen, besteht somit die Gefahr, daß in kleineren Stimmbezirken der Adressenvorrat relativ schnell erschöpft ist. Weil ein nachträglicher Austausch von erschöpften Sample-Points stichprobentheoretisch bedenklich wäre und bei dem verwendeten Stichprobensystem oft auch nur unzureichend möglich wäre, hat man sich für eine Zusammenfassung kleiner Stimmbezirke, die sog. Synthetisierung entschlossen, die eine gleichmäßige Ausschöpfungsquote der Sample-Points gewährleisten soll.

Bei der Frage, welche Mindestgröße von Stimmbezirken zugelassen werden

soll, mußte die Gefahr der schnellen Ausschöpfung des Adressenmaterials gegen die Bedenken einiger Institute, daß aufgrund der Synthetisierung zu große Flächen entstehen, die bei der Begehung (vgl. Abschnitt 3.4.) zu erhöhten Reisekosten der Interviewer führen, abgewogen werden. Man einigte sich auf eine Untergrenze von 400 Wahlberechtigten pro Stimmbezirk (1971 galt noch die Grenze von 300 Wahlberechtigten).

Vor der Synthetisierung mußten aus der Gesamtzahl der Stimmbezirke die Briefwahlbezirke herausgenommen werden. Die Briefwahlbezirke umfassen i.d.R. mehrere Stimmbezirke, die Angaben zu diesen Einheiten wären somit quasi doppelt erfaßt.

Weiterhin wurden laut Schäfer (1979, S. 66) und Wendt (1971, S. 54) die Anstaltshaushalte mit der Begründung herausgenommen, daß sie nicht zur Grundgesamtheit gehören. Vermutlich meinen die Autoren die auf dem Datenband der Wahlstatistik enthaltenen Anstaltswahlbezirke. Nach Auskunft des Statistischen Bundesamtes handelt es sich hierbei jedoch um Wahlbezirke, die von den Gemeinden gebildet werden können, aber nicht gebildet werden müssen. Um Anstaltsinsassen die Möglichkeit zu geben, per Wahlschein zu wählen und nicht auf eine Briefwahl angewiesen zu sein, wird in großen Anstalten ein Wahlbüro eingerichtet. Nach Auskunft des Statistischen Landesamtes Wiesbaden wurden diese Anstaltswahlbezirke nur für Krankenanstalten, für keine anderen Anstaltsarten, gebildet. Die Anstaltswahlbezirke sind daher zusätzlich gebildete Einheiten, die lediglich der praktischen Durchführung der Wahl dienen. Eine bestimmte Anzahl von Wahlberechtigten gibt es für diese Einheiten schon aus definitorischen Gründen nicht, da die Anstaltsinsassen jeweils an ihrem Hauptwohnsitz, der nicht mit dem Anstaltsort zusammenfallen muß, zur wahlberechtigten Bevölkerung gezählt werden. Lediglich die Anzahl der abgegebenen Stimmen ist auf die Anstaltswahlbezirke bezogen. Die Aussage, daß Anstaltshaushalte aus der Wahlbezirksstatistik herausgerechnet wurden, bedeutet also vermutlich nur, daß das Datenband von überflüssigen Informationen bereinigt wurde, nicht aber, daß von den Wahlberechtigten insgesamt die wahlberechtigte Anstaltsbevölkerung abgezogen wurde. Selbst wenn man für die fehlende Anzahl der Wahlberechtigten in den Anstaltsbezirken die Zahl der abgegebenen Stimmen genommen hätte, kann man davon ausgehen, daß

nur ein kleiner Teil der Anstaltsbevölkerung damit erfaßt worden wäre, denn in der ganzen Bundesrepublik wurden nur ca. 150 Anstaltswahlbezirke bei der Bundestagswahl 1976 eingerichtet. Diese Anzahl läßt darauf schließen, daß nur wenige große Anstalten erfaßt sind, während die meisten, kleineren Anstalten im Rahmen der normalen Stimmbezirke mitgezählt werden. Wenn es sich bei diesen Anstaltswahlbezirken nur um Krankenanstalten handelt, würde bei diesem Verfahren noch ein zusätzlicher Fehler auftreten, da ein Großteil der Krankenhausinsassen wegen des vorübergehenden Aufenthalts vermutlich nicht zur Anstaltsbevölkerung, sondern zur Bevölkerung in Privathaushalten gezählt wird.

Da das Statistische Bundesamt über die Größe der wahlberechtigten Anstaltsbevölkerung pro Gemeinde keine Informationen besitzt, ist zu vermuten, daß die im Bandsatzaufbau (vgl. Anlage) genannte Variable 'Anzahl Wahlberechtigte ohne Anstalten' fehlerhaft konstruiert ist, soweit keine anderen Schätzverfahren oder weitere Informationen benutzt wurden.

Die Synthetisierung wurde 1971 noch per Hand, 1978 dann maschinell durchgeführt. Zu kleine Stimmbezirke wurden dem vorhergehenden oder dem folgenden Stimmbezirk auf dem Datenband zugeordnet. Inwieweit dabei die 1971 geltenden Regeln (Wendt 1971, S. 56 f) weiterhin angewandt wurden, ist unbekannt. Da die technische Durchführung der Synthetisierung erst nach der Anordnung der Stimmbezirke (vgl. Abschnitt 3.2.2.) erfolgte, müßte dies bedeuten, daß ein Großteil der zu kleinen Stimmbezirke innerhalb von Städten oder Stadtbezirken einem anderen Stimmbezirk zugeordnet wurden. Lediglich bei sehr kleinen Gemeinden mit weniger als 2.000 Einwohnern können Stimmbezirke zusammengefaßt worden sein, die geographisch nicht direkt beieinander liegen, da diese Gemeinden innerhalb der Kreise nach dem Alphabet angeordnet sind (Wendt 1978).

Bei den 78er Stichproben lagen aus der Bundestagswahl von 1976 58.823 Stimmbezirke vor. 42.247 Stimmbezirke blieben von der Synthetisierung unberührt, 16.576 Stimmbezirke wurden zu 7.133 zusammengefaßt, so daß die Auswahlgrundlage insgesamt 49.380 Stimmbezirke enthielt (MA 80, S. 24).

3.2.2. Die Schichtung durch Anordnung

Um die Verminderung der Genauigkeit der Stichproben aufgrund des Stufungs- und Klumpeneffekts auszugleichen, wurde eine Schichtung des Materials durch Anordnung vorgenommen.

Bei der Schichtung wird die Grundgesamtheit in möglichst homogene Gruppen aufgeteilt, aus jeder Schicht wird dann eine Stichprobe gezogen. Das Merkmal, nach dem die Schichten gebildet werden, sollte, wenn möglich, das Untersuchungsmerkmal sein oder aber möglichst hoch mit diesem korrelieren (Sturm/Vajna 1974, S. 53 ff). Da die ADM-Stichproben für sehr verschiedenartige Erhebungen genutzt werden, war es nicht möglich, eine Schichtung nach einem bestimmten Untersuchungsmerkmal vorzunehmen. Weiterhin hängt auch die Schichtung von dem vorhandenen Datenmaterial über die Auswahleinheiten ab, es muß eine eindeutige Zuordnung der Auswahleinheiten zu den Schichten erlauben. Die Verbesserung der Genauigkeit wird über den Schichtungseffekt bestimmt, der um so höher ist, je höher das Schichtungsmerkmal mit dem Untersuchungsmerkmal korreliert. Dies bedeutet aber, daß eine proportional geschichtete Stichprobe nicht schlechter als eine gleichartige ungeschichtete Stichprobe werden kann. Im ungünstigsten Fall, in dem die Korrelation zwischen dem Untersuchungs- und dem Schichtungsmerkmal Null ist, sind die geschichtete und die ungeschichtete Stichprobe gleichwertig; auch bei nur geringer Korrelation zwischen Untersuchungs- und Schichtungsmerkmal weist die geschichtete Stichprobe eine höhere Genauigkeit als die ungeschichtete auf (Statistisches Bundesamt 1960, S. 35, ff, S. 74 ff).

Die Genauigkeit einer Stichprobe läßt sich zusätzlich durch das Anordnen der Auswahleinheiten und eine anschließende systematische Auswahl verbessern. Der sog. Anordnungseffekt, "die Wirksamkeit der Anordnung, läßt sich schwerer als der Schichtungseffekt ermitteln, weil dazu wesentlich mehr Information über die Gesamtheit benötigt wird. (...) Grundsätzlich hängt der Anordnungseffekt für ein Untersuchungsmerkmal davon ab, wie eng es mit den Anordnungsmerkmalen korreliert ist. Die größte Genauigkeitsverbesserung durch Anordnung wird für das erste Anordnungsmerkmal erreicht. Der Effekt nimmt für die folgenden Anordnungsmerkmale meist ab, und zwar um so stärker, je unterschiedlicher

der Umfang der nach diesem Merkmal gebildeten Anordnungsgruppen und je kleiner die durchschnittliche Größe der Gruppen im Vergleich zum Auswahlabstand ist" (Statistisches Bundesamt 1960, S. 83 f).

Bei den ADM-Stichproben wurden die Verfahren Schichtung und Anordnung kombiniert, indem die Schichten regional von Nord nach Süd angeordnet wurden und innerhalb der gebildeten Schichten eine weitere Anordnung erfolgte. Schichtung und Anordnung wurden wie folgt vorgenommen:

"Schicht 1: Bundesländer
innerhalb der Bundesländer:
Schicht 2: Regierungsbezirke
innerhalb der Regierungsbezirke:
Schicht 3: Kreise (zuerst kreisfreie Städte, dann Landkreise)
innerhalb der Kreise:
Schicht 4: 7 Gemeindegrößenklassen nach Boustedt:
1. unter 2.000
2. 2.000 - unter 5.000
3. 5.000 - unter 20.000
4. 20.000 - unter 50.000
5. 50.000 - unter 100.000
6. 100.000 - unter 500.000
7. 500.000 und mehr Einwohner.
innerhalb der Gemeindegrößenklassen:
Schicht 5: Gemeinden nach Alphabet
innerhalb der Gemeinde:
Schicht 5a: Wenn eine von 49 großen Gemeinden: Stadtbezirke nach amtlicher Numerierung
innerhalb der Stadtbezirke und innerhalb von kleinen Gemeinden:
Schicht 6: Stimmbezirke nach amtlicher Numerierung"

(MA 80, S. 26; vgl. zu den Gemeindegrößenklassen nach Boustedt: Boustedt 1975, Statistisches Bundesamt 1973; Boustedt 1968).

Zwar wurden die einzelnen Schichten bei der Stichprobenziehung nicht getrennt gehalten, d.h. es wurde nicht aus jeder Schicht eine bestimmte Anzahl von Auswahleinheiten gezogen, so daß es möglich ist, daß besonders kleine Schichten bei der Ziehung übersprungen wurden, die regionale Anordnung und darin die Anordnung der Gemeinden nach Größen-

klassen führt jedoch zu einer höheren Streuung des Materials. Der ohne die Anordnung theoretisch mögliche Fall, daß nur Gemeinden einer bestimmten Größenordnung oder einer bestimmten Region ausgewählt werden, wird damit ausgeschlossen.

3.2.3. Die Datengrundlage

Da die für die Stichprobenziehung benötigten Informationen nicht alle in einer Kartei vorliegen, wurde ein Datenband erstellt, auf dem die Informationen aus verschiedenen Dateien zusammengeführt und gegebenenfalls auf den Stand vom 1.1.1977 aktualisiert wurden. Die Grundlage dieses Datenbandes bildeten die Wahlbezirksstatistik des Statistischen Bundesamtes zur Bundestagswahl vom 3.10.1976 und die Wahlbezirksstatistik des Landesamtes für EDV, Berlin, über die Wahl zum Berliner Abgeordnetenhaus 1975. Diese beiden Statistiken enthalten neben der genauen Kennzeichnung der Stimmbezirke jedoch nur die Anzahl der Wahlberechtigten pro Stimmbezirk sowie die Ergebnisse der Wahl.

Weitere Informationen wurden deshalb einem bei der AG.MA bzw. deren Tochter MMC gehaltenen Datenbestand entnommen. Die AG.MA/MMC hatte bereits 1973 für ihre Untersuchungen einen Datenbestand aufgebaut, der bis heute gepflegt und aktualisiert wird. Er basiert auf einer Sonderauswertung der 10%-Stichprobe der Volkszählung von 1970. Diese Stichprobe wurde insbesondere unter Berücksichtigung der gewählten Definition der Grundgesamtheit 'deutsche Wohnbevölkerung in Privathaushalten' ausgewertet. Ob bei dieser Sonderauswertung Doppelzählungen herausgerechnet und welche Auswertungen gemacht wurden, konnte nicht festgestellt werden. Dieser Datenbestand wurde über die Jahre jeweils aktualisiert, im wesentlichen wohl anhand der Gemeindestatistiken des Statistischen Bundesamtes, die auf der Bevölkerungsfortschreibung beruhen.

Weiterhin wurden die Gebietsänderungen aufgrund der Gemeindereform berücksichtigt sowie die Boustedt-Zonen ("mit allen Unterlagen in den 4 Zonen: Kernstadt, Ergänzungsgebiet, verstädterte Zone, Randzone" (Wendt 1978); laut Bandsatzaufbau ohne Randzone) eingespielt. Unklar ist jedoch, wie z.B. die Strukturdaten aus den Gemeindetabellen (vgl.

Bandsatzaufbau, Spalte 251 - 286 im Anhang) fortgeschrieben wurden. Vermutlich ist lediglich der Gebietsstand auf den 1.1.1977 aktualisiert worden, obwohl zumindest für die Variablen Deutsche und Ausländer aktuelle Zahlen für 1977 vorgelegen hätten. Welche Daten das Gemeindedatenband der AG.MA/MMC noch zusätzlich enthält und auf welchem Stand sie sind, ist unbekannt. Nur ein Teil der Informationen dieses Datenbandes wurde auf das Datenband für die ADM-Stichproben übertragen.

Der Bandsatzaufbau des Datenbandes der ADM-Stichproben ist im Anhang abgedruckt, so, wie er von Schäfer bzw. Ebert und Billmeier, die die technische Durchführung der Stichprobenziehung übernommen hatten, veröffentlicht wurde. Er enthält zusätzlich die berechnete Anzahl der Haushalte pro Stimmbezirk (vgl. Abschnitt 3.3.) sowie, neben anderen internen Informationen, die bei der Stichprobenerstellung anfielen, eine Kennzeichnung der Stimmbezirke, die mehrfach gezogen wurden.

Erwähnt sei in diesem Zusammenhang noch, daß sich bei der Erstellung des Datenbandes an vielen Stellen Unstimmigkeiten zeigten, z.B. in der Form, daß in einer Gemeinde mehr Wahlberechtigte als Einwohner ausgewiesen waren. Es wird berichtet, daß das Datenband auf solche Unplausibilitäten geprüft und korrigiert wurde (Wendt 1978). Da ein genauer Bericht über diese Arbeiten jedoch nicht veröffentlicht ist, ist eine Abschätzung der Qualität dieses Datenbestandes nicht möglich.

3.3. Die Stichprobenziehung der ersten Stufe

Bei der Stichprobenziehung der ersten Stufe wurden für die Institute insgesamt 120 Stichproben - auch Netze genannt - à 210 Sample-Points gezogen, die anschließend, je nach der gewünschten Anzahl, an die beteiligten Institute verteilt wurden. Darüberhinaus sollten allein für die Zwecke der AG.MA 96 Stichproben ebenfalls à 210 Sample-Points gezogen werden.

Während ein Netz bei den 71er Stichproben noch aus 280 Sample-Points bestand, einigte man sich für die 78er Stichproben auf 210 Sample-Points, mit der Begründung, diese Zahl sei besser vereinbar mit den

üblicherweise verwendeten Stichprobenumfängen. Es ist jedoch zu beachten, daß diese Reduktion eine Verringerung der Streuung der Daten über die Bundesrepublik zur Folge hat, die nur dann nicht ins Gewicht fällt, wenn bei großen Stichproben mehrere Netze zum Einsatz kommen.

Die Stichprobenziehung sollte mittels systematischer Auswahl und Zufallsstart erfolgen. Da die Stimmbezirke auch nach der Synthetisierung eine unterschiedliche Größe aufwiesen, mußte diese bei der Ziehung berücksichtigt werden. Man entschied sich für eine Auswahl der Stimmbezirke proportional zur Anzahl ihrer Haushalte. Auf diese Weise erhielt man eine selbstgewichtende Stichprobe, bei der anschließend pro Stimmbezirk die gleiche Anzahl von Haushalten ausgewählt wird. Dieses Verfahren hat den Vorteil, daß bei einer Auswertung auf Haushaltsebene (Auswahleinheit zweiter Stufe) für die Addition von Einzelwerten und für die Hochrechnung keine Umgewichtung mehr erfolgen muß (Statistisches Bundesamt 1960, S. 84). Weiterhin sind die Interviewer in den Sample-Points gleichmäßig ausgelastet, was Kosten- und Zeitersparnis bedeutet.

Da die Anzahl der Haushalte pro Stimmbezirk nicht in der Wahlbezirksstatistik erfaßt ist, mußte sie unter Hinzuziehung weiterer Informationen geschätzt werden. Auch die Anzahl der Haushalte pro Gemeinde geht nicht aus der Gemeindekartei des Statistischen Bundesamtes hervor, die letzte Erfassung erfolgte vielmehr im Rahmen der Volkszählung von 1970. Zur Berechnung der Bedeutungsgewichte der einzelnen Stimmbezirke für die Stichprobenziehung wurde deshalb zunächst die Anzahl der Haushalte pro Gemeinde anhand der Einwohnerzahlen pro Gemeinde (in einigen Fällen auch auf der Ebene von Stadtbezirken) zum 1.1.1977 mit Hilfe der Formel

$$\text{Anz. der Haush.}_{1977} = \frac{\text{Anz. der Haush.}_{1970}}{\text{Anz. der Einw.}_{1970}} \times \text{Anz. der Einw.}_{1977}$$

bestimmt (Schäfer 1979, 22). Diese Art der Fortschreibung der Haushalte pro Gemeinde impliziert jedoch die Annahme, daß sich die durchschnittliche Haushaltsgröße pro Gemeinde seit der Volkszählung nicht geändert hat. Tatsächlich ist die Haushaltsgröße in der Bundesrepublik

aber von 2,74 Personen 1970 auf 2,50 Personen 1979 zurückgegangen (Statistisches Bundesamt 1980, S. 64). Ob in diese Formel die Anzahl der gesamten Haushalte pro Gemeinde oder nur die der deutschen Haushalte eingegangen ist, ist unbekannt. Unter dem Begriff Einwohner wird in der amtlichen Statistik die Wohnbevölkerung, also einschließlich Ausländern und Anstaltsbevölkerung, verstanden. Ob in der Formel lediglich die deutsche Wohnbevölkerung pro Gemeinde - diese Angabe ist verfügbar - berücksichtigt wurde, ist ebenfalls unbekannt. Auf jeden Fall ist bei dieser Fortschreibung mit einer Verzerrung zu rechnen, da die Anstaltsbevölkerung in der Anzahl der Einwohner pro Gemeinde enthalten ist und ein Herausrechnen dieser Größe - aufgrund eines fehlenden Gesamtverzeichnisses aller Anstalten - wenn überhaupt nur über komplizierte Recherchen möglich wäre.

Anschließend wurde die so berechnete Anzahl von Haushalten pro Gemeinde proportional zur Anzahl der Wahlberechtigten auf die Stimmbezirke verteilt (Schäfer 1979, S. 69). Die Berechnung der Haushalte pro Stimmbezirk und damit die Ermittlung der Bedeutungsgewichte der Stimmbezirke bei der Stichprobenziehung beinhaltet die Annahme, daß die Anzahl der Wahlberechtigten pro Haushalt in den Stimmbezirken einer Gemeinde gleich ist. Das heißt aber, daß Stimmbezirke mit mehr Wahlberechtigten pro Haushalt auch eine höhere Wahrscheinlichkeit besitzen, in die Stichprobe zu gelangen. Dies hat zur Konsequenz, daß z.B. Stimmbezirke mit vielen Ein-Personen-Haushalten oder solche, in denen relativ viele Familien mit Kleinkindern wohnen, in der Stichprobe unterrepräsentiert sind, wogegen Stimmbezirke mit Haushalten, in denen überwiegend mehrere Erwachsene leben, überrepräsentiert sind.

In der Konsequenz heißt dies weiterhin: Selbst wenn man entgegen der Abgrenzung der Grundgesamtheit bei der Stichprobenziehung in der zweiten Stufe die ausländischen Haushalte miterfassen wollte, sind sie in der Stichprobe vermutlich unterrepräsentiert, weil sie sich nicht gleichmäßig über alle Stimmbezirke einer Gemeinde verteilen. Wenn in der geschätzten Anzahl der Haushalte pro Gemeinde die ausländischen enthalten sind, so verringert sich das Verhältnis von Wahlberechtigten zu Haushalten in den Stimmbezirken, in denen ein hoher Ausländeranteil vorhanden ist. Wenn sich die Anzahl der Haushalte pro Gemeinde nur auf deutsche Haushalte bezieht, ist bei der hohen Ausländerkonzentration

in bestimmten Wohngebieten zu vermuten, daß der prozentual geringe Anteil deutscher Haushalte und damit Wahlberechtigter nicht durch die absolute Größe dieser Stimmbezirke ausgeglichen wird. Die Stimmbezirke, in denen viele Ausländer wohnen, würden also automatisch ein zu geringes Bedeutungsgewicht erhalten.

Würde man statt der Haushalte die Einwohner zur Berechnung des Bedeutungsgewichtes heranziehen, so würden sich die gleichen Probleme ergeben. In diesem Fall müßte unterstellt werden, daß die Anzahl der nicht-wahlberechtigten Personen über die Stimmbezirke einer Gemeinde gleich verteilt ist. Eine weitere Alternative, die Stimmbezirke proportional zur Anzahl der Wahlberechtigten auszuwählen, hätte zur Folge, daß die Stichproben lediglich für die wahlberechtigte Bevölkerung, d.h. im Prinzip für deutsche Erwachsene ab 18 Jahren, repräsentativ wären.

Nachdem die Stimmbezirke - wie in Abschnitt 3.2.2. beschrieben - angeordnet wurden und jedem Stimmbezirk ein Bedeutungsgewicht entsprechend seiner geschätzten Anzahl von Haushalten zugewiesen worden war, erfolgte die Stichprobenziehung durch systematische Auswahl mit Zufallsstart. Eine genaue Beschreibung dieses Verfahrens ist leider nicht zugänglich. Offensichtlich wurden zunächst die Institutsstichproben und anschließend aus dem gleichen Material die Stichproben für die AG.MA gezogen. Für die Institutsstichproben wurde ein großes Mastersample gezogen, d.h. alle 25.200 Sample-Points (120 Stichproben à 210 Sample-Points) wurden mit einem Ziehungsvorgang bestimmt, und anschließend erfolgte die Aufteilung der Stimmbezirke auf die einzelnen Stichproben.

Bei den 71er Stichproben war das sog. Kumulationsverfahren (Statistisches Bundesamt 1960, S. 84 f) angewandt worden (vgl. Wendt 1971, S. 77 ff). Bei diesem Verfahren wird die Schrittlänge ermittelt, indem die Summe aller Bedeutungsgewichte durch die Gesamtzahl der zu ziehenden Sample-Points dividiert wird. Vermutlich ist dieses Verfahren auch bei den 78er Stichproben unverändert eingesetzt worden. Um einen Eindruck von den Größenordnungen zu vermitteln, seien hier die Angaben für die 78er Stichproben wiedergegeben: Es ergab sich eine Schrittlänge von ca. 880 Haushalten bei einem gesamten Bedeutungsgewicht von

22,137 Mio. Haushalten und 25.200 zu ziehenden Sample-Points. Für den gesamten Ziehungsprozeß mußte dann nur noch ein Startpunkt bestimmt werden, indem eine Zufallszahl zwischen 0 und der Schrittlänge mit Hilfe eines Zufallszahlengenerators ermittelt wurde. Anschließend wurden der 1., 121., 241., ... Sample-Point der ersten Stichprobe zugeordnet, entsprechend der 2., 122., 242., ... Sample-Point der zweiten Stichprobe, usw. Unklar ist jedoch, warum Wendt von einer Distanz von 200.000 Wahlberechtigten zwischen den einzelnen Sample-Points einer Stichprobe spricht, warum er die Distanz nicht entsprechend dem Bedeutungsgewicht nach der Anzahl der Haushalte bemißt (Wendt 1978).

Die Aufteilung der 120 Netze auf die Institute geschah nach dem sog. 2-3er System (vgl. Wendt 1978). Dabei werden jeweils Kombinationen von 2 und 3 Netzen, bis zu 12 Netzen an ein Institut vergeben. Dieses System bewirkt, daß trotz der geringen Schrittlänge von 880 Haushalten ein möglichst großer regionaler Abstand zwischen den Stimmbezirken eines Instituts geschaffen wird. Wenn also ein Institut 12 Netze angefordert hat, so erhielt es beispielsweise das 1., 11., 21., ... und 111. Netz. Wenn eine geringere Anzahl von Netzen für eine Erhebung eingesetzt werden soll, so können aus diesen 12 Netzen wiederum 6, 4, 3, 2 oder 1 Netz so zusammengestellt werden, daß ein größtmöglicher Abstand eingehalten wird; beim Einsatz von 3 Netzen werden also z.B. das 1., 41. und 81. Netz oder das 11., 51. und 91. Netz miteinander kombiniert.

Zu den Zielen der Stichprobenziehung gehörte die Erstellung eines überschneidungsfreien Systems von Stichproben. Wiederholt wird auch ausgeführt, das System sei überschneidungsfrei. Gerade aus der Sicht der Anwender, die ein Interesse haben, daß in dem Gebiet, in dem sie Erhebungen durchführen, möglichst nicht von anderer Seite ebenfalls Befragungen vorgenommen werden, muß diese Aussage sehr differenziert betrachtet werden. Durch die gleichzeitige Ziehung aller Stichproben im Rahmen eines Mastersamples wird die Wahrscheinlichkeit, daß ein Sample-Point mehrfach für Stichproben ausgewählt wird, geringer, als würde man für jede Stichprobe gesondert die Sample-Points ziehen. Da die Distanz zweier Sample-Points innerhalb einer Stichprobe (Schrittlänge (880) mal Anzahl der Stichproben (120)) wesentlich größer ist als der größte Stimmbezirk (ca. 2.500 Wahlberechtigte), kann kein

Stimmbezirk innerhalb einer Stichprobe mehrfach gezogen worden sein. Es ist jedoch möglich, daß ein Stimmbezirk in maximal 2 verschiedene Stichproben gezogen wurde, wenn es sich um einen großen Stimmbezirk handelt, der größer als die einfache Schrittlänge ist. Dies bedeutet, daß verschiedene Institute im gleichen Stimmbezirk arbeiten können. Diese Tatsache ist kaum bekannt. Lediglich in schwer zugänglichen Unterlagen wird erläutert, daß mehrfach gezogene Stimmbezirke auf dem Datenband besonders gekennzeichnet sind und daß man anhand der Begehungsunterlagen den betroffenen Instituten jeweils Teilgebiete des entsprechenden Stimmbezirks für die Adressenerhebung zugewiesen hat. Wie oft dieser Fall jedoch eingetreten ist, ist unbekannt.

Schließlich darf auch nicht vergessen werden, daß die Stichproben für die AG.MA aus dem gleichen Bestand von Stimmbezirken gezogen wurden und daß neben den am ADM-Stichprobensystem beteiligten Instituten natürlich auch andere Institute per Zufalls- oder Quotenverfahren im gleichen Gebiet arbeiten können, so daß sog. frische Adressen, d.h. Personen, die noch nicht an einem Interview teilgenommen haben, praktisch nicht zu gewährleisten sind.

Nach Abschluß dieser Stichprobenziehung wurde den beteiligten Instituten die von ihnen gewünschte Anzahl von Netzen geliefert. Neben dem Datenband erhielten sie eine Auflistung der zu ihren Netzen gehörenden Stimmbezirke. Für Gemeinden mit 2.000 und mehr Einwohnern waren außerdem die Beschreibungen und Abgrenzungen der Stimmbezirke zentral beschafft worden, so daß die Institute sie als Begehungsunterlagen für die Stichprobenziehung der zweiten Stufe verwenden konnten.

3.4. Die Stichprobenziehung der zweiten Stufe

Bei der Stichprobenziehung der zweiten Stufe wird innerhalb der ausgewählten Stimmbezirke eine bestimmte Anzahl von Haushalten zufällig ausgewählt. Wie bereits erwähnt, wird diese Auswahl von den einzelnen Instituten selbst durchgeführt. Für Gemeinden ab 2.000 Einwohnern stehen ihnen hierfür die Begehungsunterlagen zur Verfügung.

Die Auswahl der Haushalte wird bei den Instituten und innerhalb der Institute für einzelne Erhebungen auf sehr unterschiedliche Art und Weise vorgenommen. Es ist an dieser Stelle deshalb nicht möglich, die benutzten Verfahren zu beschreiben, vielmehr können lediglich einige Grundzüge dargestellt werden, ein Anspruch auf Vollständigkeit wird hier nicht gestellt. Kombinationsweise und detaillierte Ausgestaltung der speziellen Verfahren müssen bei den jeweiligen Instituten erfragt, bzw. für eine bestimmte Erhebung mit den Instituten abgestimmt werden.

Eine Totalauflistung aller Haushalte eines Stimmbezirks mit einer anschließenden Zufallsauswahl wird - soweit bekannt - von keinem Institut durchgeführt, da die damit verbundenen Kosten sehr hoch sind und das Adressenmaterial schnell veraltet.

Bei der Teilauflistung wird im Prinzip eine weitere Auswahlstufe eingeschaltet. Der Stimmbezirk wird in Teilgebiete aufgespalten, von denen zufällig eines ausgewählt wird, in dem dann die Haushaltsauflistung erfolgt. In der Praxis bedeutet dies, daß eine Startadresse ermittelt wird, ab der der Interviewer nach einem vorgegebenen Weg die Adressenauflistung vornimmt. Wenn dieses Teilgebiet abgearbeitet ist, wird das nächste zufällig ausgewählte bearbeitet.

Bei Stimmbezirken, bei denen die Begehungsunterlagen vorliegen, wird vom Institut eine bestimmte Straße mit einer dazugehörigen Hausnummer vorgegeben. Bei Stimmbezirken, für die keine Begehungsunterlagen vorliegen, also im wesentlichen bei Gemeinden mit weniger als 2.000 Einwohnern, werden verschiedene Verfahren eingesetzt. Die Auswahl der Startadresse wird z.B. anhand eines Telefon- oder Adressbuches vorgenommen, sie ist durch den Ortsmittelpunkt mit einem öffentlichen Gebäude oder den Ortsrand mit einer vorgegebenen Himmelsrichtung definiert, oder aber dem Interviewer wird eine Buchstabenkombination und eine Zahl vorgegeben. Die Startadresse liegt dann in der Straße des Stimmbezirks, deren Anfangsbuchstaben diese oder, falls es eine solche Straße nicht gibt, die im Alphabet folgende Buchstabenkombination am ehesten erfüllt, und in dem Haus, das die vorgegebene Nummer bzw. die nächst folgende trägt.

Inwieweit bei der Auswahl der Startadresse das Zufallsprinzip tatsäch-

lich eingehalten wird, konnte nicht festgestellt werden. Zweifel, daß hier häufig willkürlich vorgegangen wird, scheinen zumindest angebracht.

Ausgehend von dieser Startadresse, wird dem Interviewer dann ein bestimmter Weg für die Adressenauflistung vorgeschrieben. In den Begehungsregeln der Institute, die sich wiederum zwischen den Instituten unterscheiden, ist jeweils sehr detailliert festgelegt, in welcher Richtung der Straße die Auflistung erfolgen soll, ob die Hausnummern fortlaufend oder zunächst die geraden und anschließend die ungeraden Hausnummern aufzulisten sind, ob innerhalb eines Hauses die Haushalte von der Kellerwohnung bis zur Dachwohnung oder umgekehrt zu notieren sind und welchen Weg der Interviewer nach Abarbeitung der Straße einschlagen soll (vgl. z.B. Infratest, o.J.)

Bei dieser Begehung können bereits die endgültigen Befragungsadressen erhoben werden, d.h. aus den ermittelten Adressen wird anschließend im Institut für die einzelnen Erhebungen jeweils zufällig - z.B. durch systematische Auswahl oder mit Hilfe von Zufallszahlentabellen - eine bestimmte Anzahl von Haushaltsadressen ausgewählt, diese werden den Interviewern dann zur Durchführung des Interviews zurückgegeben. Ist der Adressenvorrat abgearbeitet, so erfolgt eine erneute Begehung. Dieses Verfahren hat den Nachteil, daß eine Begehung nur, je nach Umfang der gesammelten und benötigten Adressen, ca. alle 1 - 2 Jahre erfolgt, und daß das Adressenmaterial somit eher veraltet und Neubauten untererfaßt sind.

Ein anderes Verfahren besteht darin, bei dieser Begehung lediglich Startadressen für einzelne Erhebungen zu sammeln. In diesem Fall werden Adressen mit einem größeren Abstand aufgelistet, jede dieser Adressen gilt dann als Startadresse für eine Erhebung. Die konkreten Befragungsadressen werden erst im Zusammenhang mit der speziellen Erhebung ermittelt.

Häufig erfolgen bei diesem Verfahren die Erhebung der Befragungsadressen und die Durchführung des Interviews parallel. Der Interviewer erhält dann die Anweisung, ab der vorgegebenen Startadresse z.B. jeden 3. Haushalt - um eine zu starke Klumpung zu vermeiden - zu interview-

en. Insbesondere wenn der Interviewer nicht verpflichtet wird, alle Haushaltsadressen, sondern lediglich die zu interviewenden Haushalte fortlaufend zu notieren, besteht die Gefahr, daß er sich sog. angenehme Haushalte auswählt, und solche, bei denen er Probleme bei der Durchführung des Interviews vermutet, ausläßt. Grundsätzlich ist auch bei diesem Auswahlverfahren ein Adressenvorlauf zu bevorzugen. Zwar entstehen dadurch zusätzliche Kosten, der Interviewereinfluß auf die auszuwählenden Haushalte wird jedoch gemindert, wenn zeitlich getrennt zunächst eine Adressensammlung erfolgt und dem Interviewer anschließend vom Institut ausgewählte Adressen zur Bearbeitung vorgegeben werden. Weiterhin sollte der Abstand zwischen den zu bearbeitenden Haushalten möglichst groß sein, um eine zu starke Klumpung zu vermeiden.

Tatsächlich handelt es sich bei diesem Auswahlverfahren nicht um eine Haushaltsauswahl, sondern um eine Auswahl von Tür-(Klingel-)Schildern. Die Interviewer werden i.d.R. angehalten, die Namen an den einzelnen Türen, bei Mehrfamilienhäusern an der Wohnungs-, nicht an der Haustür, zu notieren. Eine Kontrolle, inwieweit sich die Namen auf Haushalte beziehen, findet jedoch erst bei der Durchführung des Interviews statt. Weiterhin sollen die Interviewer lediglich Adressen von Privathaushalten listen, die Anstaltsbevölkerung wird an dieser Stelle ausgesondert. Einige Institute versuchen in diesem Stadium bereits ausländische Haushalte auszusortieren. Der Interviewer soll dann ausländisch klingende Namen von Haushalten nicht mehr auflisten, bzw. bei einem Adressenvorlauf erfolgt die Aussortierung vom Institut, ebenfalls anhand des Namens. Ist zwischen der Adressenermittlung und der Durchführung des Interviews ein Haushalt verzogen, so wird nicht dieser Haushalt an der neuen Adresse interviewt, sondern der Nachfolgehaushalt, der dann in der zur Befragungsadresse gehörenden Wohnung wohnt.

3.5. Die Stichprobenziehung der dritten Stufe

Die Stichprobenziehung der dritten Stufe wird lediglich für Personenstichproben benötigt. Aus den in der zweiten Stufe ausgewählten Haushalten wird hierbei nach dem Zufallsprinzip die Zielperson ausgewählt. Oblicherweise wird für die Zufallsziehung der sog. Schwedenschlüssel

angewandt. Bei diesem Verfahren muß der Interviewer zunächst die potentiellen Zielpersonen nach einer vorgegebenen Reihenfolge - zumeist nach dem Alter und eventuell zusätzlich nach dem Geschlecht -auflisten. Je nach der Abgrenzung der Grundgesamtheit der speziellen Erhebung wird hierbei gegebenenfalls nur ein Teil der Haushaltsmitglieder notiert, z.B. wenn eine Altersabgrenzung bei der Grundgesamtheit vorgenommen wurde. Weiterhin müßte an dieser Stelle eine Überprüfung der Nationalität der potentiellen Zielpersonen erfolgen, so daß insbesondere bei gemischten Haushalten die Haushaltsmitglieder ausländischer Nationalität ausgesondert werden können. Zwar enthalten die Interviweranweisungen den generellen Hinweis, daß die Abgrenzung der Grundgesamtheit jeweils zu beachten ist, eine konkrete Frage nach der Nationalität der potentiellen Zielpersonen wird aber i.d.R. im Zusammenhang mit dem Schwedenschlüssel nicht gestellt.

Der Schwedenschlüssel besteht nun im Prinzip aus einer Permutation von Zahlen. Für jeden Haushalt ist auf dem Fragebogen eine spezielle Permutationszahlenfolge vorgegeben. Anhand dieser Zahlenfolge muß der Interviewer die Zielperson ermitteln, die Person, deren Nummer bei der Haushaltauflistung als erste in der Permutation auftritt.

Die durch dieses Auswahlverfahren bedingte, in Abhängigkeit von der Haushaltsgröße unterschiedliche Auswahlwahrscheinlichkeit der Befragungspersonen wird mit dem sog. Redressment wieder ausgeglichen.

3.6. Das Redressment

Im Rahmen des Redressments muß für Personenstichproben in jedem Fall eine Umgewichtung erfolgen. Da die Auswahleinheit der zweiten Stufe immer der Haushalt ist, aus dem in der dritten Stufe eine Zielperson zufällig ausgewählt wird, haben die ausgewählten Personen nicht mehr eine gleiche, sondern eine von der Anzahl der potentiellen Zielpersonen im Haushalt abhängige Auswahlwahrscheinlichkeit.

Häufig wird von der Abhängigkeit der Auswahlwahrscheinlichkeit von der Haushaltsgröße gesprochen. Entscheidend ist jedoch nicht die Haushaltsgröße, sondern die Anzahl der potentiellen Zielpersonen, die nur

dann mit der Haushaltsgröße übereinstimmt, wenn die Grundgesamtheit in keiner Weise eine Einschränkung der Bevölkerung enthält. Oblicherweise wird die Grundgesamtheit aber zumindest im Alter eingeschränkt, um zu vermeiden, daß Kinder als Befragungspersonen ausgewählt werden. Je höher nun die Anzahl der potentiellen Zielpersonen im Haushalt ist, desto geringer ist die Auswahlwahrscheinlichkeit der Zielperson, in die Stichprobe zu gelangen. Um eine gleiche Auswahlwahrscheinlichkeit aller Personen wiederherzustellen, erhält jede Person zunächst einen Gewichtungsfaktor, der der Anzahl der potentiellen Zielpersonen entspricht. Ein-Personen-Haushalte erhalten demnach den Faktor 1; Haushalte, in denen zwei potentielle Zielpersonen leben, den Faktor 2, usw.

Um durch diese Gewichtung die Zahl der Fälle nicht künstlich zu erhöhen, müssen die Gewichte anschließend auf die ursprüngliche Fallzahl normiert werden, so daß sich die absolute Höhe der Gewichte wieder reduziert (vgl. MA 80, S. 43). An dieser Stelle sei auf die Wichtigkeit der exakten Auflistung der Haushaltsmitglieder in Zusammenhang mit dem Schwedenschlüssel verwiesen (vgl. Abschnitt 4.2.3.). Fehler dieser Auflistung führen demnach nicht nur zur falschen Auswahl der Zielperson, sondern bedingen auch einen falschen Gewichtungsfaktor für diese Person.

Neben dieser Umgewichtung von Personenstichproben wird im Rahmen des Redressments häufig auch eine Angleichung der Daten an Daten der amtlichen Statistik vorgenommen, um somit u.a. die durch Ausfälle bedingten Verzerrungen auszugleichen. Für die Media-Analyse ist hierfür ein recht kompliziertes iteratives Verfahren entwickelt worden, bei dem im Prinzip eine schrittweise Anpassung an Matrizen der amtlichen Daten mit dem Ziel erfolgt, daß die Abweichungen von diesen Matrizen minimiert werden (vgl. MA 80, S. 44 ff; Ockelmann 1981). Ähnliche Anpassungsverfahren, auf die hier aber nicht näher eingegangen werden soll, werden auch von anderen Instituten eingesetzt.

Die Anpassung erfolgt häufig an die aktuellen amtlichen Daten der Wohnbevölkerung; bei der Media-Analyse wird weiterhin der Versuch gemacht, anhand der Ergebnisse der Volkszählung von 1970 Teile der Anstaltsbevölkerung und die Ausländer herauszurechnen (vgl. Ockelmann

1981, S. 101). Problematisch ist hier jedoch wieder, daß bei der Datenerhebung das Konzept der Privathaushalte angewandt wird und daß es i.d.R. nicht möglich ist, aus den erhobenen Daten die in diesem Konzept enthaltenen Doppelzählungen herauszurechnen, um so zum Konzept der Wohnbevölkerung zu gelangen (vgl. Abschnitt 3.1.).

4. Die Genauigkeit der ADM-Stichproben

Die ADM-Stichproben werden in der Bundesrepublik z.Z. in vielfältiger Weise für repräsentative Bevölkerungsumfragen eingesetzt; eine exakte Fehlerberechnung für Daten, die mit diesem Erhebungsverfahren gewonnen wurden, ist - soweit bekannt - bisher aber noch nicht durchgeführt worden. Generell sollte man sich jedoch vor jeder Erhebung mit der zu erwartenden Genauigkeit der Daten befassen, um zu vermeiden, daß Auswertungsergebnisse eine nicht mehr akzeptable Fehlerspanne aufweisen. Da die ADM-Stichproben auf dem Verfahren der Wahrscheinlichkeitsauswahl beruhen, ist der Auswahlfehler prinzipiell berechenbar. Aufgrund des Zusammenhangs zwischen dem Stichprobenumfang und der Genauigkeit der Daten kann anhand einer geforderten Genauigkeit der Ergebnisse der dafür notwendige Stichprobenumfang bzw. anhand eines gegebenen Stichprobenumfangs die sich daraus ergebende Genauigkeit der Daten ermittelt werden.

Die generelle Forderung, die Genauigkeit von Daten zu ermitteln, stößt in der Praxis jedoch auf eine Reihe von Schwierigkeiten. Gerade bei komplizierten Auswahlverfahren ist eine exakte Berechnung des Fehlers oft nur mit einem großen Aufwand möglich, zum Teil scheitern Fehlerberechnungen aber auch an fehlenden Informationen oder aber an dem Nichtvorhandensein von auf das Erhebungsverfahren abgestimmten Formeln zur Fehlerberechnung. Bei den ADM-Stichproben liegt weiterhin die Vermutung nahe, daß dem Bereich der Fehlerberechnungen nicht allzuviel Aufmerksamkeit gewidmet wird, da kommerzielle Aspekte bei der Erstellung der Stichproben und bei ihrer Verwendung im Vordergrund stehen. Die Institute verwenden offensichtlich intern lediglich sehr grobe Fehlertabellen, die sich auch noch zwischen den Instituten unterscheiden. Da das verwendete Daten- und Ziehungsband nicht ohne weiteres zugänglich ist, sind auch genaueren Fehleruntersuchungen von Seiten der

Benutzer Grenzen gesetzt.

Im folgenden sollen deswegen nur einige Hinweise gegeben werden, die bei der Verwendung der ADM-Stichproben zu beachten sind und Anhaltspunkte für die Qualität der Daten liefern. Eine konkrete Fehlerberechnung wird hier nicht vorgenommen. Weiterhin werden nur solche Fehlerkomponenten angesprochen, die im konkreten Zusammenhang mit der Verwendung der ADM-Stichproben stehen, d.h. es werden nur Fehler behandelt, die sich aus der speziellen Art dieser Stichprobenziehung ergeben, nicht aber Fehler, die z.B. bei der Durchführung des Interviews oder bei der Aufbereitung der Daten entstehen können.

Bei der Beurteilung der Genauigkeit unterscheidet man zwischen dem Zufallsfehler und dem systematischen Fehler. Szameitat und Schäffer behandeln als dritte Komponente des Gesamtfehlers "Fehler infolge Abweichungen zwischen Ziel- und Auswahlgesamtheit" (1964, S.3). Da diese Fehler jedoch, soweit es sich um Abweichungen im Umfang handelt, in erster Linie den systematischen Fehler beeinflussen und, soweit es sich um Abweichungen im Inhalt handelt, den Zufallsfehler vergrößern, sollen sie im folgenden nicht gesondert betrachtet werden.

4.1. Der Zufallsfehler

"Zufallsfehler sind Abweichungen, die darauf zurückzuführen sind, daß nicht alle Einheiten der untersuchten Gesamtheit, sondern nur die nach dem Zufallsprinzip ausgewählten Einheiten aus der Gesamtheit wirklich für die Statistik herangezogen werden" (Statistisches Bundesamt 1960, S. 49). Der Zufallsfehler kann mit Hilfe des Standardfehlers geschätzt werden. In die Berechnung des Standardfehlers geht die Streuung des zu untersuchenden Merkmals ein. Dies bedeutet für die Praxis, daß der Standardfehler im Prinzip bei Mehrthemenumfragen für jedes Merkmal getrennt berechnet werden muß. Aufgrund des damit verbunden Aufwandes verweist selbst das Statistische Bundesamt auf Vereinfachungen der Abschätzung des Standardfehlers (Statistisches Bundesamt 1960, S. 97 ff). Für die genaue Berechnung der Standardfehler muß die Varianz des entsprechenden Merkmals in der Grundgesamtheit bekannt sein. Da dies bei vielen sozialwissenschaftlichen Untersuchungen nicht der Fall ist

und häufig auch nicht die Möglichkeit besteht, die Varianz aus vorhergehenden Stichprobenerhebungen abzuschätzen, ist man hier oft auf Annahmen angewiesen.

Eine Voraussetzung für die Berechnung des Standardfehlers ist, daß die Wahrscheinlichkeit für die Elemente der Grundgesamtheit, in die Stichprobe zu gelangen, bekannt ist. Während in einer einfachen Zufallsstichprobe alle Elemente die gleiche Wahrscheinlichkeit besitzen sollen, in die Stichprobe zu gelangen, ist diese Wahrscheinlichkeit durch die Anwendung eines mehrstufigen geschichteten Verfahrens zwischen den Einheiten der Grundgesamtheit unterschiedlich.

Bei der Schichtung wird die Grundgesamtheit in möglichst homogene Gruppen unterteilt. Je höher das Schichtungsmerkmal mit dem Untersuchungsmerkmal korreliert, desto höher ist der Schichtungseffekt, d.h. desto mehr verbessert sich die Genauigkeit einer geschichteten Stichprobe gegenüber einer einfachen Zufallsauswahl.

Da die ADM-Stichproben für thematisch sehr verschiedenartige Erhebungen verwendbar sein sollen und auch aufgrund fehlender weiterer Informationen, erfolgte eine Schichtung u.a.nach Bundesländern, Regierungsbezirken, Kreisen und kreisfreien Städten und Gemeindegrößenklassen nach Boustedt (vgl. Abschnitt 3.2.2.). Weil diese Schichtungsmerkmale in sehr unterschiedlichem Maße mit Untersuchungsmerkmalen korrelieren, ist auch die Verbesserung der Genauigkeit der Untersuchungsmerkmale dementsprechend verschieden. Wenn man systematische Fehler nicht berücksichtigt, dann sind strenggenommen aufgrund der Schichtung lediglich repräsentative Ergebnisse der Schichtungsmerkmale zu erwarten, alle anderen Merkmale weisen je nach ihrer Korrelation mit diesen Merkmalen einen mehr oder minder großen Zufallsfehler auf. Die Repräsentanz dieser Merkmale kann, laut Wendt (1971, S. 103), durch eine Erhöhung des Stichprobenumfangs verbessert werden, vorausgesetzt es handelt sich um Zufallsfehler und keine systematischen Fehler. Zur Berechnung des Schichtungseffekts ist es notwendig, die Größe der einzelnen Schichten und die Varianz des Untersuchungsmerkmals in den einzelnen Schichten zu kennen. Letztere wird in vielen Fällen erst durch die Stichprobenziehung genauer abschätzbar sein.

Bei den ADM-Stichproben wurde jedoch kein reines Schichtungsverfahren verwandt, sondern eine Schichtung durch Anordnung. "Durch die Anordnung der Einheiten kann man eine dem Schichtungseffekt ähnliche Verkleinerung des Standardfehlers erreichen. Der Anordnungseffekt wirkt sich um so stärker aus, je enger das Anordnungsmerkmal mit dem Untersuchungsmerkmal korreliert, die Genauigkeit ist oft höher als bei proportional geschichteten Stichproben" (Sturm/Vajna 1974, S. 66). Da die Anordnung der Stimmbezirke zum einen nach regionalen Gesichtspunkten vorgenommen wurde, indem die Bundesländer und Regierungsbezirke von Nord nach Süd aufgelistet wurden, zum anderen eine Anordnung der Gemeinden innerhalb der Gemeindegrößenklassen nach dem Alphabet erfolgte, läßt sich dieser Effekt nicht exakt berechnen.

Bei einem mehrstufigen Verfahren ändert sich die Wahrscheinlichkeit für ein Element der Grundgesamtheit, in die Stichprobe zu gelangen, in Abhängigkeit von den gewählten Stufen. Der Standardfehler wird im Vergleich zu einer einfachen Zufallsziehung erhöht, weil die Wahrscheinlichkeit für ein Element, gezogen zu werden, davon abhängt, ob es in der vorhergehenden Stufe ausgewählt wurde und die Streuung der Stichprobenelemente über die Grundgesamtheit somit verringert wird. Eine weitere Erhöhung des Standardfehlers ergibt sich aus dem Klumpeneffekt, der davon abhängig ist, inwieweit die Forderung nach möglichst heterogenen Klumpen erfüllt ist. Für die Berechnung des Genauigkeitsverlustes durch die mehrstufige Stichprobe müßte man also die Wahrscheinlichkeit der Auswahleinheiten, in die Stichprobe zu gelangen, auf jeder einzelnen Stufe und zusätzlich noch die Varianz der Merkmale innerhalb der einzelnen Klumpen, d.h. in diesem Fall innerhalb der Stimmbezirke kennen. Zu vermuten ist in diesem Zusammenhang, daß Variablen im Bereich Armut und Reichtum einen recht hohen Klumpeneffekt aufweisen, da sich die Stimmbezirke häufig mit bestimmten Wohngebieten decken. So werden einige Stimmbezirke im wesentlichen aus armen Wohngegenden, andere aus Villengebieten bestehen. Geringer dürfte der Klumpeneffekt dagegen bei Variablen wie Geschlecht, Alter oder Familienstand sein.

Für die ADM-Stichproben betont Schäfer (1979, S. 55) ausdrücklich, daß die Schichtung der ADM-Stichproben der Vergrößerung des Standardfehlers durch die mehrstufige Auswahl entgegenwirken soll. Inwieweit dies

jedoch erreicht wurde, ist nicht nachgewiesen. Blind schreibt in diesem Zusammenhang, "der Schichtungseffekt hebt den Klumpeneffekt freilich nicht einfach auf. Er ist auch für die Zahlen über die Gesamtmasse anders zu beurteilen als für einzelne Teilmassen." (1963, S. 22.) Wendt (1971, S. 92 ff sowie Anlage 12 und 13) berichtet lediglich, daß 1971 eine Kontrolle der 100 Stichproben auf der ersten Stufe erfolgte. Dabei ergab sich, daß, obwohl die 100 Stichproben aufgrund des Zufallsverfahrens eine unterschiedliche Qualität aufweisen müßten, Wendt nach seinen Kriterien alle 100 Stichproben als "alle gleichmäßig und sehr gut" (1971, S. 94) bezeichnen konnte. Die Oberstichproben, die im 71er System durch Zusammenfassung von je 4 Stichproben gebildet wurden, wiesen eine noch höhere Qualität auf, auch eine Zusammenfassung sog. ungünstiger Stichproben ergab noch ein akzeptiertes Ergebnis, so daß eine "beliebige Kombinierbarkeit der Stichproben" (1971, S. 95) konstatiert wird. Da Stichproben immer eine unterschiedliche Qualität schon allein aufgrund des Zufallsprinzips aufweisen, sind die von Wendt getroffenen Aussagen stark von den Qualitätskriterien abhängig, die er verwandt hat. Eine solche Qualitätskontrolle der Stichproben auf der ersten Stufe wurde für das 78er System - soweit bekannt - nicht vorgenommen.

Problematisch bei der Fehlerberechnung für die ADM-Stichproben ist weiterhin die Stichprobenziehung auf der zweiten Stufe, da - wie in Abschnitt 3.4. bereits dargestellt - diese Stichprobenziehung von den Instituten sehr unterschiedlich durchgeführt wird und bei der Adressenauflistung durch die Interviewer damit gerechnet werden muß, daß nicht alle Haushalte im Sample-Point die gleiche Wahrscheinlichkeit besitzen, ausgewählt zu werden (vgl. Abschnitt 4.2.2.). Gleiches gilt für die Stichprobenziehung auf der dritten Stufe (vgl. Abschnitt 3.5. und 4.2.3.).

Aufgrund des Aufwandes, der mit der Fehlerberechnung von mehrstufigen geschichteten Auswahlverfahren verbunden ist, werden zumeist nur Fehlerabschätzungen für solche komplizierten Stichprobenverfahren vorgenommen, die dann auf vereinfachenden Modellen basieren. So hat z.B. das Statistische Bundesamt auch für den Mikrozensus lediglich vereinfachende Fehlerkurven veröffentlicht (Statistisches Bundesamt 1981b, S. 12 ff).

Das Statistische Bundesamt schlägt für die Abschätzung des Zufallsfehlers vor, den Zufallsfehler für eine einfache Zufallsauswahl zu berechnen und einen Zuschlagsfaktor für das mehrstufige geschichtete Verfahren zu berücksichtigen (1960, S. 97 ff). Untersuchungen haben jedoch gezeigt, daß die erforderlichen Zuschläge sehr unterschiedlich sein müßten (Deininger 1960, S. 156 ff). In der Umfrageforschung wird seit langem als Zuschlagsfaktor der Faktor $\sqrt{2}$ verwandt (Blind 1963, S. 22, Scheuch 1974, S. 39). Für die ADM-Stichproben der AG.MA liegt von Stöwe (1980) ein im Auftrag der Frankfurter Allgemeinen Zeitung erstelltes Gutachten vor, in dem geprüft wurde, inwieweit dieser Zuschlagsfaktor die tatsächlichen Fehlermargen einschließt. Stöwe benutzt für diese Überprüfung lediglich das vereinfachende Modell einer Zweistufenstichprobe, d.h. er berücksichtigt in der zweiten Stufe die Auswahl von Personen und vernachlässigt die tatsächliche zweite Stufe der Haushaltsauswahl. Unberücksichtigt bleiben bei ihm auch die Schichtung durch Anordnung sowie viele weitere oben angeführte methodische Einzelheiten. Stöwe kommt bei den von ihm untersuchten Merkmalen zu dem Ergebnis, daß lediglich in 9,6% der Fälle der Korrekturfaktor über $\sqrt{2}$ lag. Er führt aus, "alles in allem liefert eine genauere Berechnungsweise der Vertrauensgrenzen keine nennenswerten Abweichungen vom Approximationsverfahren, wobei natürlich - wie erwartet - im Einzelfall eines Mediums oder einer Berechnung für ein Teilgebiet oder andere als geographische Merkmalskategorien sehr wohl auf unterschiedliche Weise Abweichungen festzustellen sind." (Stöwe 1980, S. 25). Tabellen, die solche Näherungswerte liefern, sind unter anderem bei Schäfer (1979, S. 107 f) und von der AG.MA (1973) veröffentlicht worden.

4.2. Der systematische Fehler

"Systematische Fehler sind alle übrigen Abweichungen, die auf falschen Angaben der Befragten oder der Interviewer, Fehlern bei der Abgrenzung der Gesamtheit und bei der Zuordnung von Einheiten zu bestimmten Teilen der Gesamtheit, Ausfall von zu befragenden Einheiten sowie auf Fehlern bei der Erhebung und bei der Aufbereitung beruhen, soweit diese nicht auf eine Zufallsauswahl zurückzuführen sind." (Statistisches Bundsamt 1960, S. 49). "Die systematischen Fehler lassen sich nicht

wie die zufälligen mit Hilfe wahrscheinlichkeitsrechnerischer Verfahren zahlenmäßig eingrenzen. Sie können vielmehr allenfalls aufgrund sachlicher Überlegungen schätzungsweise - also nur verhältnismäßig grob - veranschlagt werden." (Blind 1963, S. 23).

Im folgenden werden eine Reihe von systematischen Fehlern aufgelistet, mit deren Auftreten bei der Verwendung der ADM-Stichproben aufgrund des gewählten Stichprobenplanes gerechnet werden muß. Es werden keine systematischen Fehler behandelt, die generell bei jeder Erhebung auftreten können, wie z.B. im Verlauf des Interviews der Interviewereffekt oder fehlerhaftes Befragtenverhalten, oder bei der Aufbereitung des Datenmaterials (vgl. hierzu z.B. Wiese 1970, Sturm/Vajna 1974).

4.2.1. Systematische Fehler aufgrund der Datengrundlage und der Stichprobenziehung in der ersten Stufe

In Abschnitt 3.2.3. wurde bereits erwähnt, daß sich Unplausibilitäten bei der Erstellung der Datengrundlage ergeben hatten, die korrigiert worden sind. Da eine Dokumentation über die vorgenommenen Prüfungen und Korrekturen nicht vorliegt, ist nicht abschätzbar, inwieweit die Datengrundlage insbesondere in bezug auf Doppelerfassungen, Untererfassungen und Unplausibilitäten noch Fehler enthält, welcher Art sie sind und welchen Einfluß sie möglicherweise ausüben.

Problematisch ist inzwischen sicherlich die Aktualität der Datengrundlage. Zwar wurden die Daten auf den Gebietsstand vom 1.1.1977 aktualisiert, wodurch die Gemeindereform der 70er Jahre weitgehend berücksichtigt ist; tatsächlich erfolgte hierbei jedoch nur eine Zusammenfassung kleinerer Gemeinden zu größeren, wichtige Grunddaten für die Stichprobenziehung, wie die Anzahl der Haushalte und Ausländer pro Gemeinde, beruhen weiterhin auf der Volkszählung 1970.

Eine Unterrepräsentanz ist insbesondere bei der Neubautätigkeit zu erwarten. Soweit Neubaugebiete nach 1976 entstanden sind und damit bei der Bundestagswahl 1976 zu keinem Stimmbezirk gehörten, sind sie in der Datengrundlage nicht erfaßt und in den Stichproben somit nicht enthalten. Handelt es sich um Neubauten innerhalb von Stimmbezirken,

so besteht auch hier die Gefahr der Untererfassung. Zum einen besitzt der entsprechende Stimmbezirk ein zu geringes Bedeutungsgewicht im Verhältnis zu seiner tatsächlichen Größe; zum anderen besteht das Risiko, daß diese Gebiete bei der Stichprobenziehung der zweiten Stufe nicht berücksichtigt werden, weil sie in den Begehungsunterlagen der Institute noch nicht enthalten sind. Da die Wohnsituation mit einer Reihe von sozio-ökonomischen Merkmalen korreliert, können sich durch diese Untererfassung der Neubautätigkeit Verzerrungen bei anderen Merkmalen ergeben.

Systematische Fehler, die aufgrund der Berechnung der Bedeutungsgewichte für die Stimmbezirke entstehen, wurden bereits in Abschnitt 3.3. angesprochen.

4.2.2. Systematische Fehler aufgrund der Stichprobenziehung in der zweiten Stufe

In Abschnitt 3.4. wurde bereits auf einige Fehlermöglichkeiten bei der Stichprobenziehung in der zweiten Stufe eingegangen, an dieser Stelle werden deswegen lediglich ergänzend weitere potentielle Fehlerquellen genannt.

Wenn dem Interviewer für die Adressenlistung nur eine Startadresse sowie eine generelle Regelung für den einzuschlagenden Zufallsweg angegeben wird, so besteht die Gefahr, daß er im Verlauf dieses Weges in einen benachbarten Stimmbezirk gelangt, sofern ihm die Grenzen seines Stimmbezirks nicht ausreichend kenntlich gemacht werden. Ferner ist bei diesem Verfahren bei weiteren Begehungen des Stimmbezirks das Risiko gegeben, daß der Zufallsweg den Interviewer in einen bereits früher bearbeiteten Teil des Stimmbezirks führt.

Die Anweisung für die Interviewer enthält zwar zumeist den Hinweis, daß nicht die Namen an der Haustür zu notieren sind, sondern, daß die Interviewer das Haus betreten sollen, um von Stockwerk zu Stockwerk die Namen an den Wohnungstüren aufzulisten. Inwieweit diese Anweisung jedoch in der Praxis befolgt wird, ist unbekannt. Die von den Instituten teilweise durchgeführten Kontrollen der Interviewer beziehen sich

i.d.R. auf die Oberprüfung, ob das abgelieferte Interview auch tatsächlich bei dem angegebenen Haushalt durchgeführt wurde, nicht aber auf die Vollständigkeit der Adressenlistung. Es besteht zumindest die Gefahr, daß Bewohner von Hinterhäusern, Dach-oder Souterrain-Wohnungen durch die Adressenlistung unterrepräsentiert sind.

Obwohl die Auswahleinheit der zweiten Stufe der Haushalt ist, werden in der Praxis lediglich Türklingelschilder aufgelistet. Wie viele Haushalte sich jedoch hinter einem Türklingelschild verbergen, ist häufig nicht deutlich. Wendt (1971, S. 106 f) und die AG.MA (MA 80, S. 26) verweisen explizit auf das Problem, daß durch dieses Vorgehen Untermieterhaushalte unterrepräsentiert sind. Die AG.MA hat deswegen für sich das Verfahren gewählt, den Untermieterhaushalt in die Stichprobe aufzunehmen, wenn sein Name nicht am Türklingelschild vorhanden war und der Hauptmieterhaushalt für die Stichprobe ausgewählt wurde. Problematisch scheint in diesem Zusammenhang auch die Behandlung von Wohngemeinschaften. Verfahrensbeispiele hierfür sind in den Interviewerunterlagen nicht enthalten, so daß die Behandlung dieser Einheiten, ausgehend von der vorgegebenen Haushaltsdefinition, weitestgehend im Ermessen der Interviewer liegt. Eine weitere Fehlerquelle besteht bei der Abgrenzung von Privathaushalten gegenüber Geschäftsadressen. Anhand des Türklingelschildes ist es dem Interviewer häufig nicht möglich zu entscheiden, ob es sich um eine reine Geschäftsadresse handelt, oder ob sich hinter der Wohnungstür zusätzlich eine Privatwohnung befindet. Konsequenterweise müßte sich der Interviewer in diesen Fällen bereits bei der Adressenlistung nach dem genauen Sachverhalt erkundigen. Inwieweit dies in der Praxis jedoch geschieht, ist fraglich. Es ist deshalb mit einer Unterrepräsentanz der betroffenen Gruppe in der Stichprobe zu rechnen; überwiegend wird es sich hierbei um Haushalte von Freiberuflern und kleinen Gewerbetreibenden handeln.

Problematisch scheint weiterhin die Abgrenzung gegenüber der Anstaltsbevölkerung. Zwar enthalten die Anweisungen für die Interviewer genaue Hinweise für die praktische Durchführung, jedoch ist zu bezweifeln, ob die Interviewer bei der Adressenerhebung tatsächlich in jede Anstalt gehen und sich nach dort zusätzlich existierenden Privathaushalten von Hausmeistern, Anstaltspersonal, usw. erkundigen, bzw. ob sie z.B. bei Altenwohnheimen nach der Unterbringungsart fragen, um zu entscheiden,

ob es sich um eine Reihe von Ein-Personen-Haushalten oder um eine Anstalt handelt. Vielmehr ist zu vermuten, daß Privathaushalte im Bereich von Anstalten untererfaßt sind, weil sie von den Interviewern irrtümlich zum Anstaltsbereich gezählt werden.

Die Abgrenzung der Grundgesamtheit gegenüber der ausländischen Bevölkerung wird - wie bereits in Abschnitt 3.4. angeführt - von einigen Instituten nach der Begehung bzw. vom Interviewer bei der Begehung anhand des Namens auf dem Türklingelschild vorgenommen. Da viele deutsche Familien einen fremdländisch klingenden Namen besitzen, kann dieses Verfahren nur als willkürlich bezeichnet werden. Umgekehrt weisen Protokolle über Ausfälle beim Interview häufig eine Kategorie 'Ausfall wegen Verständigungsschwierigkeiten' aus, was darauf hinweist, daß nicht alle Ausländer anhand des Namens ausgesondert werden konnten. Da in der Standarddemographie vieler Umfragen die Frage nach der Nationalität nicht enthalten ist, ist außerdem zu vermuten, daß Interviews mit Ausländern in Umfragen vorhanden sind, soweit diese Ausländer ausreichend die deutsche Sprache beherrschen. In welcher Form Verzerrungen durch dieses Vorgehen eintreten, ist unbekannt.

Zu den systematischen Fehlern, die bei der Stichprobenziehung in der zweiten Stufe entstehen können, zählen ferner die Ausfälle von Haushalten (vgl. Kellerer 1954, Esser 1974). Diese Ausfälle können zum einen dadurch entstehen, daß ein Haushalt für die Durchführung des Interviews nicht wieder aufgefunden werden kann, weil entweder die Beschreibung seiner Adresse bei der Adressenerhebung fehlerhaft vorgenommen wurde oder aber weil der Haushalt verzogen ist und die Wohnung noch nicht von einem Nachfolgehaushalt bezogen wurde. Zum anderen können sich Ausfälle dadurch ergeben, daß die Teilnahme am Interview verweigert oder niemand angetroffen wird.

Prinzipiell ist ein Ausfall von Haushalten kaum zu vermeiden, die Höhe der Ausfälle wird jedoch wesentlich von den Methoden bestimmt, die für die Kontaktherstellung eingesetzt werden. Oblicherweise müssen die Interviewer lediglich dreimal versuchen, den Kontakt zu den Befragten herzustellen, für viele Erhebungen wird eine sehr kurze Feldzeit angesetzt, und die Bezahlung der Interviewer richtet sich häufig nur nach der Anzahl der erfolgreich durchgeführten Interviews und enthält keine

Belohnung für besondere Bemühungen bei der Kontaktaufnahme. Durch diese Verfahren ist eine Verzerrung dahingehend zu erwarten, daß Haushalte, deren Mitglieder z.B. wegen Berufstätigkeit schwer in der Wohnung anzutreffen sind, in der Stichprobe unterrepräsentiert werden. Um zumindest den Grad dieser Verzerrung abschätzen zu können, ist es notwendig, ein Protokoll über die Ausfälle führen zu lassen, in dem der Ausfallgrund detailliert festgehalten wird und der Interviewer zumindest grobe Merkmale des ausgefallenen Haushalts (z.B. Haushaltsgröße, Haushaltszusammensetzung, berufliche Stellung des Haushaltsvorstandes, Wohnquartierbeschreibung) - die er gegebenenfalls bei Nachbarn ermitteln kann - notiert (vgl. Hoffmeyer-Zlotnik 1981). Die Führung solcher Ausfallprotokolle und deren anschließende Berücksichtigung bei der Datenaufbereitung gehört heute leider noch nicht zu den Standardarbeiten der Institute.

Eine andere Art von Verzerrungen kann sich durch den teilweisen oder totalen Ausfall von Interviewern ergeben. Wenn ein Interviewer nicht in der Lage ist, in der vorgegebenen Feldzeit die ihm zugeteilten Interviews durchzuführen, und das Institut nicht rechtzeitig davon unterrichtet, so werden in bestimmten Stimmbezirken keine oder aber zu wenige Interviews durchgeführt, wodurch regionale Verzerrungen entstehen.

4.2.3. Systematische Fehler aufgrund der Stichprobenziehung in der dritten Stufe.

Bei der dritten Stufe der Stichprobenziehung besteht insbesondere die Gefahr, daß die Auflistung der Haushaltsmitglieder und die anschließende Auswahl der Befragungspersonen fehlerhaft durchgeführt wird. Systematische Fehler können sich weiterhin durch Antwortverweigerungen ergeben, wenn die Auflistung der Haushaltsmitglieder, die Beteiligung am Interview oder die Antwort auf einzelne Fragen verweigert wird. Auf dieses Problem soll hier jedoch nicht weiter eingegangen werden (vgl. Esser 1974).

Bei der Auflistung der Haushaltsmitglieder können durch Nichtbeachtung der Abgrenzung der Grundgesamtheit Personen erfaßt werden, die nicht

potentielle Zielpersonen sind. Im Abschnitt 3.5. wurde bereits darauf hingewiesen, daß das Risiko besteht, an dieser Stelle Personen ausländischer Nationalität mit in die Befragung einzubeziehen, weil eine Abfrage der Nationalität üblicherweise nicht vorgenommen wird. Weiterhin können Personen, die sich zum Zeitpunkt der Befragung nicht im Haushalt aufhalten, vergessen werden. Dies betrifft insbesondere Personen, die sich für eine längere Zeit nicht oder aber nur zeitweise im Haushalt aufhalten und für die die vorgegebene Haushaltsabgrenzung deshalb sehr genau beachtet werden muß. Zu vermuten ist, daß hierdurch z.B. Personen unterrepräsentiert werden, die sich zum Zeitpunkt der Befragung auf einer Reise oder vorübergehend in einer Anstalt (Krankenhaus, Wehr- oder Zivildienst) befinden, sowie Personen, die über mehrere Wohnsitze verfügen und sich nur zeitweise im Befragungshaushalt aufhalten (z.B. Studenten, Berufstätige, die vorübergehend an einem anderen Ort ihrer Arbeit nachgehen).

Bei der Auswahl der Befragungsperson besteht das Risiko, daß sich der Interviewer nicht strikt an den Schwedenschlüssel hält. Wenn die nach dem Schwedenschlüssel auszuwählende Befragungsperson sich zum Zeitpunkt der Befragung nicht im Haushalt aufhält bzw. z.B. wegen Krankheit nicht interviewt werden kann, könnte der Interviewer versucht sein, die Auflistung der Haushaltsmitglieder so abzuändern, daß nach dem Schwedenschlüssel eine anwesende Person ausgewählt wird. Insbesondere wegen der üblichen Bezahlung der Interviewer pro abgeschlossenem Interview und wegen der häufig knappen Feldzeit werden die Interviewer versucht sein, einen nochmaligen Besuch des Haushalts - in der Hoffnung, daß die ausgewählte Befragungsperson dann angetroffen wird - zu vermeiden.

Richtet sich der Interviewer streng nach dem Schwedenschlüssel, so muß mit systematischen Verzerrungen aufgrund der Nichtantreffbarkeit von ausgewählten Befragungspersonen in der vorgegebenen Feldzeit gerechnet werden. In Abschnitt 4.2.2. wurde bereits die Nichtantreffbarkeit von ausgewählten Haushalten angesprochen. Analog zu dem dort Ausgeführten wäre es für den Fall der Nichtantreffbarkeit von Befragungspersonen wichtig, von anderen Haushaltsmitgliedern Grunddaten über diese Person zu erfragen, um die Art der durch diese Ausfälle verursachten Verzerrungen abschätzen zu können.

Im Zusammenhang mit der Auswahl der Befragungsperson im Haushalt mit Hilfe des Schwedenschlüssels berichtet die AG.MA, "daß junge Leute im Alter zwischen 14 und 19 Jahren schwächer in der Gesamtzahl der Interviews vertreten waren, als es ihrem Auftreten in den Haushalten entsprach, in denen ein Interview durchgeführt wurde." (MA 80, S. 31.) Welche Ursache für diesen Fehler verantwortlich ist und ob weitere Verzerrungen aufgrund des Einsatzes des Schwedenschlüssels auftreten, konnte bisher nicht festgestellt werden (vgl. MA 80, S. 44 ff). Die AG.MA ist für ihre Umfragen dazu übergegangen, in Haushalten mit vier oder mehr potentiellen Zielpersonen zunächst nach dem Schwedenschlüssel die Zielperson auszuwählen. "Gibt es außer ihr im Haushalt auch noch (weitere) Jugendliche im Alter zwischen 14 und 19 Jahren, dann wird einer von ihnen befragt - gibt es mehrere, wird er oder sie durch Zufallsauswahl bestimmt." (MA 80, S. 32.)

4.3. Der Gesamtfehler

Der Gesamtfehler einer Erhebung setzt sich aus dem Zufallsfehler und dem systematischen Fehler zusammen. Wie in Abschnitt 4.1. bereits ausgeführt, liegen für die ADM-Stichproben keine exakten Berechnungen des Auswahlfehlers vor, vielmehr werden - wenn überhaupt - nur grobe Schätzungen verwandt. Systematische Fehler können - wie in Abschnitt 4.2. erwähnt - zumeist nur aufgrund sachlicher Oberlegungen abgeschätzt werden, ihr quantitativer Einfluß und insbesondere der einzelner Fehlerkomponenten ist oft nicht ermittelbar, weil der wahre Wert in der Grundgesamtheit nicht bekannt ist.

In der Literatur gibt es eine Reihe von Ansätzen, den Gesamtfehler von Erhebungen zu ermitteln (vgl. z.B. Statistisches Bundesamt 1960, S. 51, 112 f; Scheuch 1974, S. 53 ff; Szameitat/Koller 1958, S. 14 ff; Sturm/Vajna 1974, S. 75 ff), eine befriedigende Lösung für die praktische Arbeit ist jedoch bisher nicht gefunden. Aufgrund der mangelnden Kenntnis über den systematischen Fehler können häufig nur qualitative Aussagen bzw. Faustregeln verwandt werden.

Der Vollständigkeit halber werde ich im folgenden einige Grundregeln zusammenfassen, die auch beim Einsatz der ADM-Stichproben berücksich-

tigt werden müssen.

"Die jeweils wirklich vorliegenden, aber unbekannten systematischen und zufälligen Fehler können sich gegenseitig verstärken oder aufheben, je nachdem, wie sie - wiederum zufällig - zusammentreffen." (Statistisches Bundesamt 1960, S. 51.) Während mit steigendem Stichprobenumfang der Zufallsfehler abnimmt, trifft dies für den systematischen Fehler nicht zu, er kann sich sogar noch vergrößern. Es gilt deshalb die Regel: "Der Umfang einer Stichprobe sollte nur so groß sein, daß der Standardfehler sicher kleiner als etwa der halbe systematische Fehler wird. Es lohnt sich nicht, den Umfang darüberhinaus wesentlich zu vergrößern." (Statistisches Bundesamt 1960, S. 51.) Szameitat und Koller ergänzen dies durch die Faustregel: "Wenn ein Tabellenfeld in der Stichprobe mit weniger als 30 bis 50 unabhängigen Einzelfällen besetzt ist, so ist das Ergebnis im allgemeinen unbrauchbar. Aber auch größere Zahlen können (...) noch nicht die Brauchbarkeit garantieren." (Szameitat/Koller 1958, S. 16.)

Anhang

Bandsatzaufbau des ADM-Ziehungsbandes

Quellen:

ARL	Akademie für Raumforschung und Landesplanung, Hannover
EDV	für Informationen, die im Rahmen der EDV-Bearbeitung entstanden sind
GEM 9.76	Gemeindekartei des Statistischen Bundesamts (Stand 30.09.1976)
GEM 1.77	Gemeindekartei des Statistischen Bundesamts (Stand 01.01.1977)
GTAB	Gemeindetabellen der Bundesländer (Stand Volkszählung 1970)
MMC	Media-Micro-Census GmbH., Frankfurt/Main
WAHL	Wahlbezirksstatistik des Statistischen Bundesamtes über die Bundestagswahl am 03.10.1976
BLN	Wahlbezirksstatistik des Landesamts für Elektronische Datenverarbeitung, Berlin, über die Wahl zum Berliner Abgeordnetenhaus 1975
Bemerkungen:	Für alle mit der Quellenangabe "WAHL" versehenen Informationen wird darauf hingewiesen, daß für die Berliner Stimmbezirke die Quelle "BLN" maßgebend ist.
Bezug:	Die Spalte "BEZUG" gibt an, ob die jeweilige Information stimmbezirks- (STI) oder gemeindegebunden (GEM) ist.
+	besagt, daß die genannte Information bei einem Synthetischen durch Addition aus den entsprechenden Informationen seiner Synthetisierten gebildet wurde.
*	besagt, daß bei Synthetischen die genannte Information wegen der Mehrdeutigkeit fehlt.

Die endgültige Ziehungsdatei ist entstanden aus der Wahldatei durch Hinzufügen zahlreicher Informationen aus unterschiedlichen Quellen, die teilweise auf den Stand 01.01.1977 aktualisiert werden mußten. Alle notwendigen Arbeiten zur Bereitstellung, Überarbeitung und Prüfung der Informationen wurden in ständiger Zusammenarbeit durchgeführt von:

bik-Aschpurwis, Hamburg
Bureau Wendt, Hamburg und Puidoux
EBERT + BILLMEIER EDV, Hausen und Eschborn

Stellen	Code	Informationen	Quelle	Bezug
1		leer		
2 - 4		Bundestagswahlkreis (Berlin: 901, 902 ... 900 + Wahlkreisnummer innerhalb des Stadtteils)	WAHL	STI,*
5 - 12		Statistische Gemeindekennziffer (03.10.1976)	WAHL	GEM,*
5 - 6		Bundesland		
7		Regierungsbezirk		
8 - 9		Kreis		
10 - 12		Gemeinde		
13 - 20		interne Hilfsinformationen		
21 - 24		Postleitzahl	GEM 1.77	GEM,*
25 - 28		leer		
29 - 30		laufende Stadtteilnummer leer, wenn keine Stadtteileinteilung	MMC	GEM,*
31 - 71		Gemeindename (03.10.1976)	WAHL	GEM,*
72 - 77		Amtliche Stimmbezirksnummer Berlin:	WAHL	STI
72 - 74		Stadtteilnummer		
75 - 77		Stimmbezirksnummer im Stadtteil bei Synthetischen: "999999"		
78		leer		
79 - 83		Wahlberechtigte	WAHL	STI,+
84 - 118		interne Hilfsinformationen		
119 - 126		Statistische Gemeindekennziffer (30.09.1976)	GEM 9.76	GEM,*
127 - 134		Statistische Gemeindekennziffer (01.01.1977)	GEM 1.77	GEM,*
135 - 141		Einwohner zum 01.01.1977	GEM 1.77	GEM,*
142 - 148		männl. Einwohner zum 01.01.1977	GEM 1.77	GEM,*
149 - 156		Einwohner in den Zonen 1 + 2 + 3 einer Boustedt-Region (01.01.1977) leer, wenn Gemeinde zu keiner Boustedt-Region gehörig		

Stellen	Code	Informationen	Quelle	Bezug
157		Gemeindegröße - politisch	GEM 1.77	GEM
	1	- unter 2.000		
	2	2.000 - unter 5.000		
	3	5.000 - unter 20.000		
	4	20.000 - unter 50.000		
	5	50.000 - unter 100.000		
	6	100.000 - unter 500.000		
	7	500.000 und mehr		
158		Gemeindegröße nach Boustedt	ARL	GEM
	1	- unter 2.000		
	2	2.000 - unter 5.000		
	3	5.000 - unter 20.000		
	4	20.000 - unter 50.000		
	5	50.000 - unter 100.000		
	6	100.000 - unter 500.000		
	7	500.000 und mehr		
159 - 160		Nr. der Boustedt-Region	ARL	GEM
161 - 162		bei Zugehörigkeit zu einer Boustedt-Region	ARL	GEM
	01	Kernstadt		
	02	Ergänzungsgebiet		
	03	Verstädterte Zone		
	Blank	wenn die Gemeinde zu keiner Boustedt-Region gehört		
163 - 202		Gemeindename (01.01.1977)	GEM 1.77	GEM,*
203 - 210		interne Hilfsinformationen		
211 - 218		Gemeindekennziffer für Sortierung nach Schichten (bis auf Lahn, Stadt identisch mit der Stat. Kennziffer auf 127 - 134)	EDV	GEM,*
219 - 225		Anzahl Haushalte in der Gemeinde (01.01.1977)	GTAB	GEM,*
226 - 232		Anzahl Wahlberechtigte (o. Anst.) in der Gemeinde (01.01.1977)	WAHL	GEM,*
233 - 236		Anzahl Haushalte im Stimmbezirk (! Bedeutungsgewicht für Ziehung)	GTAB WAHL	STI,+
237 - 242		laufende eigene Stimmbezirksnummer (Synthetische tragen auf der Stelle 237 den Code "1")	EDV	STI
243 - 248		Originäre und Synthetische: lfd. eigene Stimmbezirk-Nr. Synthetisierte: lfd. Stimmbezirks-Nr. des Synthetischen	EDV	STI

Stellen	Code	Informationen	Quelle	Bezug
249 - 250		Originäre und Synthetische: 00 Synthetisierte: lfd. Nr. innerhalb des Synthetischen (01, 02, ...)	EDV	STI
		Strukturdaten aus den Gemeindetabellen der Bundesländer mit Stand VZ 1970 - umgerechnet auf den 01.01.1977 (in %)		
251 - 253		Deutsche	GTAB	GEM,*
254 - 256		Ausländer	GTAB	GEM,*
257 - 259		evang. Bevölkerung	GTAB	GEM,*
260 - 262		röm.-kath. Bevölkerung	GTAB	GEM,*
263 - 265		sonstige	GTAB	GEM,*
		Bevölkerung mit überwiegendem Lebensunterhalt durch ...		
266 - 268		Land- und Forstwirtschaft	GTAB	GEM,*
269 - 271		Produzierendes Gewerbe	GTAB	GEM,*
272 - 274		Handel und Verkehr	GTAB	GEM,*
275 - 277		sonstige wirtschaftliche Bereiche	GTAB	GEM,*
278 - 280		Erwerbstätige insgesamt	GTAB	GEM,*
281 - 283		Rente, Pension, Arbeitslosengeld, Arbeitslosenhilfe etc.	GTAB	GEM,*
284 - 286		Angehörige/Eltern, Ehemann etc.	GTAB	GEM,*
287 - 306		Name des Stadtteils leer, wenn keine Einteilung in Stadtteile	MMC	STI
307 - 324		interne Hilfsinformationen		
325 - 328		Nummer der Schicht für Ziehung (1 - 986)	EDV	GEM

Quelle: Schäfer 1979, S. 119 - 122; Ebert und Billmeier 1978.

Literaturverzeichnis

AG.MA 1973: Arbeitsgemeinschaft Media-Analyse e.V. (Hrsg.): Tafeln zur Ermittlung der statistischen Signifikanz von Stichproben-Ergebnissen, Frankfurt.

Blind, Adolf 1963: Die praktische Bedeutung der Fehlerrechnung bei Stichproben in der sozialwissenschaftlichen Statistik, in: Metrika 6, S. 18 - 29.

Boustedt, Olaf 1968: Die Stadtregionen und ihre Bedeutung für die Marktforschung, in: GFM-Mitteilungen zur Markt- und Absatzforschung, Hamburg, Heft 3, S. 65 - 74.

Boustedt, Olaf 1975: Stadtregionen in der Bundesrepublik Deutschland 1970, Akademie für Raumforschung und Landesplanung, ARL, Band 103, Hannover.

Büschges, Günter 1961: Die Gebietsauswahl als Auswahlmethode in der empirischen Sozialforschung, Dissertation, Köln.

Bundesminister für Arbeit und Sozialordnung (Hrsg.) 1980: Sozialbericht 1980, Bonn.

Deininger, Rolf 1960: Repräsentativstatistik der Bevölkerung und des Erwerbslebens (Mikrozensus), in: Statistisches Bundesamt 1960.

Ebert und Billmeier 1978: Bandsatzaufbau der Ziehungs- und Stichproben-Dateien, 31.03.1978

Esser, Hartmut 1974: Der Befragte, in: Jürgen van Koolwijk, Maria Wieken-Mayser (Hrsg.): Techniken der empirischen Sozialforschung, Band 4, Erhebungsmethoden: Die Befragung, München, S. 107 - 145.

Hoffmeyer-Zlotnik, Jürgen 1981: Wohnquartierbeschreibung als Mittel zur Messung soziologischer Merkmale von Ausfällen, in: ZUMA-Nachrichten 8, Mannheim, S. 5 - 24.

Infratest o.J.: Interviewerführung, Schulungsreferat II, Auswahlverfahren.

Kellerer, Hans 1954: Verzerrung eines Stichprobenplanes durch Nichtbeantwortung, in: Statistische Vierteljahreszeitschrift 7, S. 7 - 25.

MA 80, Arbeitsgemeinschaft Media-Analyse e.V. (Hrsg.): Media-Analyse 1980, Textausgabe Erläuterungen, Frankfurt.

Mehrländer, Ursula; Roland Hofmann; Peter König, Hans-Jürgen Krause 1981: Situation der ausländischen Arbeitnehmer und ihrer Familienangehörigen in der Bundesrepublik Deutschland.- Repräsentativuntersuchung '80 - Forschungsbericht der Friedrich-Ebert-Stiftung im Auftrag des Bundesministers für Arbeit und Sozialordnung, Bonn.

Ockelmann, Erich 1981: Das Redressment der Media-Analyse als analytische Korrektur der Feldergebnisse. Darstellung der Idee, der Methode, der Durchführung und der Kontrollen, in: Arbeitsgemeinschaft Media-Analyse e.V. und Media-Micro-Census GmbH (Hrsg.): Dokumentation 81. Fragebogenzählung, Methodische Tabellen, Beschreibung des Redressment, Frankfurt, S. 93 - 110.

Schäfer, Felix (Bearb.) 1979: Muster-Stichprobenpläne - Für Bevölkerungs-Stichproben in der Bundesrepublik Deutschland und West-Berlin, ADM-Arbeitskreis Deutscher Marktforschungsinstitute (Hrsg.), München.

Scheuch, Erwin K. 1974: Auswahlverfahren in der Sozialforschung, in: René König (Hrsg.): Grundlegende Methoden und Techniken der empirischen Sozialforschung. Zweiter Teil, Band 3a, 3. Auflage, Stuttgart.

Statistisches Bundesamt (Hrsg.) 1960: Stichproben in der amtlichen Statistik, Stuttgart/Mainz.

Statistisches Bundesamt (Hrsg.) 1973: Bevölkerung und Kultur, Fachserie A, Volkszählung vom 27. Mai 1970, Heft 4, Zusammengefaßte Daten über Bevölkerung und Erwerbstätigkeit für nichtadministrative Gebietseinheiten, Stuttgart/Mainz.

Statistisches Bundesamt (Hrsg.) 1974: Bevölkerung und Kultur, Fachserie A, Volkszählung vom 27. Mai 1970, Heft 11, Bevölkerung in Anstalten, Stuttgart/Mainz.

Statistisches Bundesamt (Hrsg.) 1980: Statistisches Jahrbuch 1980 für die Bundesrepublik Deutschland, Wiesbaden/Stuttgart/Mainz.

Statistisches Bundesamt (Hrsg.) 1981a: Bevölkerung und Erwerbstätigkeit, Fachserie 1, Reihe 1.4., Ausländer 1980, Stuttgart/Mainz.

Statistisches Bundesamt (Hrsg.) 1981b: Bevölkerung und Erwerbstätigkeit, Fachserie 1, Reihe 4.1.1., Stand und Entwicklung der Erwerbstätigkeit 1980, Stuttgart/Mainz.

Stöwe, Heinz 1980: Die Berechnung von Vertrauensgrenzen von Durchschnittswerten der MA 79 für regional und nach anderen Gesichtspunkten gegliederte Teilgruppen der Bevölkerung, Gutachten erstattet im Auftrag der Frankfurter Allgemeinen Zeitung GmbH, Finthen bei Mainz, unveröffentlichtes Manuskript.

Sturm, Manfred; Vajna, Thomas 1974: Planung und Durchführung von Zufallsstichproben, in: Jürgen van Koolwijk, Maria Wieken-Mayser (Hrsg.): Techniken der empirischen Sozialforschung, Band 6, Statistische Forschungsstrategien, München, S. 40 - 80.

Szameitat, Klaus; Koller, Siegfried 1958: Über den Umfang und die Genauigkeit von Stichproben, in: Wirtschaft und Statistik, Heft 1, S. 10 - 16.

Szameitat, Klaus; Schäffer, Karl-August 1964: Fehlerhaftes Ausgangsmaterial in der Statistik und seine Konsequenzen für die Anwendung des Stichprobenverfahrens, in: Allgemeines Statistisches Archiv 48, 1964a, S. 1 - 22.

Wendt, Friedrich 1971: Darstellung eines Stichprobensystems und seiner Realisierung in der ADM-Stichprobe 1971, Hamburg, unveröffentlichtes Manuskript.

Wendt, Friedrich 1978: Das Stichprobensystem 1978 des Clubs der 13, La Croix, unveröffentlichtes Manuskript.

Wiese, Heide 1970: Die Berücksichtigung systematischer Fehler bei Repräsentativbefragungen, in: GFM-Mitteilungen zur Markt- und Absatzforschung, 16. Jg., Heft 1, S. 15 - 20.

P U B L I K A T I O N S L I S T E

SONDERFORSCHUNGSBEREICH 3
MIKROANALYTISCHE GRUNDLAGEN DER GESELLSCHAFTSPOLITIK
J. W. Goethe-Universität Frankfurt und Universität Mannheim

Sfb3 - B U C H - Publikationen (nur über Buchhandel)

(nach Ablauf des SPES-Projekts):

Eike B a l l e r s t e d t :
Die Verkehrsversorgung in der Bundesrepublik
Erschienen in der Reihe: Campus Forschung - Band 93;
Campus Verlag, Frankfurt/New York, 1979; 262 S.

Neu bearbeitet von Helga Cremer-Schäfer und Erich Wiegand; die 3. Auflage von:
Ballerstedt / Glatzer :
Soziologischer Almanach , Handbuch gesellschaftspolitischer Daten und Indikatoren für die Bundesrepublik Deutschland. - Unter Mitwirkung von Karl-Ulrich Mayer und Wolfgang Zapf.- Campus Verlag Frankfurt 1979; 615 S.

Aus der Schriftenreihe des Sonderforschungsbereich 3 :

Bd. Nr. (nur über Buchhandel)

1 Wolfgang G l a t z e r :
Wohnungsversorgung im Wohlfahrtsstaat
Campus Verlag, Frankfurt/New York, 1980; 275 S.

M 1 Christian S. S i a r a :
Komponenten der Wohlfahrt - Materialien zu Lebensbedingungen und Lebensqualität in der Bundesrepublik Deutschland - Materialienband 1 ,
Campus Verlag, Frankfurt/New York, 1980; 426 S.

2 Heinz G r o h m a n n :
Rentenversicherung und Bevölkerungsprognosen
Campus Verlag, Frankfurt/New York, 1980; 222 S.

3 Almut S t e g e r :
Haushalte und Familien bis zum Jahr 2000 - Eine mikroanalytische Untersuchung für die Bundesrepublik Deutschland
Campus Verlag, Frankfurt/New York, 1980 ; 329 Seiten

4 Christof H e l b e r g e r :
Bildung und Einkommensverteilung (in Druckvorbereitung)
Campus Verlag, Frankfurt/New York,

5 Joachim H e r z :
Die Ausgaben privater Haushalte - Ein mikroökonometrisches Modell für die Bundesrepublik Deutschland
Campus Verlag, Frankfurt/New York, 1980 ; 252 Seiten

6 H.-J.Krupp, H.P.Galler, H.Grohmann, R.Hauser, G.Wagner :
Alternativen der Rentenreform '84
Campus Verlag, Frankfurt/New York; 1981; 751 Seiten

7 Helmut K n e p e l :
Sozioökonomische Indikatormodelle zur Arbeitsmarktanalyse
Campus Verlag, Frankfurt/New York, 1981; 278 Seiten

Forts. Sfb3-BUCH-Publikationen : (nur über Buchhandel)

Bd. Nr.

8 R. Hauser, Helga Cremer-Schäfer, Udo Nouvertné :
Armut, Niedrigeinkommen und Unterversorgung in der Bundesrepublik - Bestandsaufnahme und sozialpolitische Perspektiven
Campus Verlag, Frankfurt/New York, 1981; 352 S.

9 Heinz-Herbert N o l l :
Beschäftigungschancen und Arbeitsbedingungen in der Bundesrepublik
Campus Verlag, Frankfurt/New York, 1982; 330 S.

- 52 -

Sfb3-S-Reihe : (Sonderreihe Dissertationen) "Campus Forschung"
(nur über Buchhandel)

1 Gernold F r a n k :
Rentenanwartschaften in der Bundesrepublik Deutschland - Mikroökonomischer Modellansatz und empirisch-statistische Analyse
Campus Verlag, Frankfurt/New York, 1981; 199 Seiten

2 Klaus K o r t m a n n :
Verknüpfung und Ableitung personen- und haushaltsbezogener Mikrodaten
Campus Verlag, Frankfurt/New York, 1982; 324 Seiten

3 Arno W e i g e n d :
Lohndynamik und Arbeitsmarktstruktur
Campus Verlag, Frankfurt/New York, 1982; 258 Seiten

SONDERFORSCHUNGSBEREICH 3
MIKROANALYTISCHE GRUNDLAGEN DER GESELLSCHAFTSPOLITIK
J. W. Goethe-Universität Frankfurt und Universität Mannheim

Arbeitspapiere

Nr.

1 Kurzinformationen zum Forschungsprogramm des Sonderforschungsbereiches 3 (Auszüge aus dem Forschungsantrag)

** 2 Lebensbedingungen und wahrgenommene Lebensqualität
Wolfgang Zapf

** 3 Schulische Bildung und Heiratsverhalten
Heinz P. Galler

4 Komponenten der Wohlfahrt - Versuch eines Beschreibungssystems
Maria Volkert und Sabine Lang

** 5 Erziehungsgeld : Soll die Erziehungsleistung der Familie entlohnt werden ?
Wolfgang Glatzer

** 6 Die Wohlfahrtsentwicklung in Deutschland seit der Mitte des 19. Jahrhunderts
Wolfgang Zapf

7 Kriterien und Mechanismen der beruflichen Plazierung - Ein Aspekt der Wohlfahrtsproduktion -
Heinz-Herbert Noll

** 8 Mikroanalytische Arbeitszeiterklärung
Gert Wagner

** 9 Die Umverteilung der personellen Einkommen durch den Staat - eine Literaturstudie -
Irene Stolz

** 10 Literaturbericht zu methodischen Problemen und Varianten von Retrospektivbefragungen bei der Erfassung von Lebensgeschichten
Angelika Tölke

** 11 Price Determination in a Disaggregated Econometric Model for West Germany
Meinhard Janssen u. Karl-Heinz Tödter

12 Berechnung von Sterbewahrscheinlichkeiten nach Geschlecht, Alter und Familienstand
Almut Steger

** 13 Zur Aktualisierung einer Input-Output-Matrix unter Beachtung sensitivitätsanalytischer Erkenntnisse
Hans-Joachim Siegler

** - bereits vergriffen, kein Nachdruck mehr

Anfragen an:

☒ Universität, Sfb 3, Senckenberganlage 31, 6000 Ffm.
☐ Universität, Sfb 3, Schloß, Ehrenhof Ost, 6800 Mannheim

Sfb3-Arbeitspapiere

Nr.

14 Übergänge zwischen privaten Haushalten - Eine mikroanalytische Untersuchung
Almut Steger

15 Die Abhängigkeit der Renten von der Lohnentwicklung bei unterschiedlichen Rentenanpassungs-Modalitäten
Heinz Grohmann

** 16 An Overview of the International Development in Macrosocial Indicators
Wolfgang Glatzer

** 17 Bestimmung von objektiven und subjektiven Gesundheitsmaßen
Claus-Peter Rosemeier

** 18 Zur historischen Entwicklung der Löhne und Lebenshaltungskosten in Deutschland
Erich Wiegand

** 19 The Functionalized Extended Linear Expenditure System FELES - Theory and Application to Individual Household Consumption Expenditures involving Socioeconomic and Sociodemographic Characteristics
Joachim Merz

20 Mikroanalytische Untersuchungen alternativer Rentenmodelle - Beschreibung des Simulationssystems und erste Ergebnisse
zurückgestellt, Buchpublikation!
Winfried Hain, Gabriele Rolf, Gert Wagner

21 Eine mikroökonomische Untersuchung der Steuern auf das Einkommen - Maße und Ergebnisse zur Quantifizierung der Progressivität und der Umverteilung
Gernold Frank

22 Lebensbedingungen und Lebensqualität alter Menschen
Wolfgang Glatzer und Maria Volkert

23 Der Politikverlauf zur Neuregelung der beruflichen Erstausbildung - Schritte der Implementierung einer Gesetzesreform
Roswitha Sehringer

24 Einstellungen und Verhaltensmuster von Gewerkschaftsmitgliedern
Maria Volkert u. Sabine Lang

** 25 The Welfare State and Welfare Production
Wolfgang Zapf

26 Die Entwicklung der Einnahmen- und Ausgabenstrukturen privater Haushalte seit der Jahrhundertwende
Erich Wiegand

27 A Restricted Maximum Likelihood Estimator of the Functionalized Extended Linear Expenditure System FELES
Joachim Merz

** - bereits vergriffen, kein Nachdruck mehr

153

Sfb3-Arbeitspapiere

Nr.

28 Zur Theorie und Messung von 'side effects'
Wolfgang Z a p f

29 Zur Güte von retrospektiven Daten - Eine gedächtnispsychologische Anwendung und empirische Ergebnisse einer Nachbefragung
Georgios P a p a s t e f a n o u

30 Zuverlässigkeit retrospektiver Verlaufsdaten - Qualitative Ergebnisse einer Nachbefragung
Angelika T ö l k e

31 Möglichkeiten der Kontrolle und Korrektur bei der Sekundäranalyse von anonymisierten Daten
Ute H a n e f e l d

32 Armut, Gesundheitsbeschwerden und Inanspruchnahme von Gesundheitsleistungen
Ralph B r e n n e c k e

33 System Sozialer Indikatoren als Datengeber für Sozialprognose und gesellschaftliche Planung
Wolfgang G l a t z e r

34 Ein Compiler zum Erstellen von Lese-/Schreibprogrammen für Massendateien
Iris L e m p e r t

35 Zum aktuellen Stand der Einstellungs-Verhaltens-Forschung: Literaturübersicht und Diskussion survey-bezogener Anwendungen
Maria V o l k e r t

36 Modelle mit unbeobachtbaren Variablen - Der PLS-Ansatz -
Helmut K n e p e l

37 Soziale Probleme und Zufriedenheit
Wolfgang G l a t z e r

38 Gesellschaftlicher Wandel und soziale Struktur des Lebensverlaufs
Karl-Ulrich M a y e r

39 Poverty in Rich Countries - The Case of Germany (FRG) Compared with the U.K., Norway, Australia and Belgium
Richard H a u s e r u. Udo N o u v e r t n é

40 Die Vorschläge der Sachverständigenkommission für die soziale Sicherung der Frau und der Hinterbliebenen
Helmut M e i n h o l d

41 Probleme und Ansatzpunkte einer gemeinsamen Politik zur Bekämpfung der Armut in der Europäischen Gemeinschaft
Richard H a u s e r

42 Multiple Klassifikationsanalyse - Grundlagen und Anwendung am Beispiel der Erklärung individueller Berufseinkommen
Regina B e r g e r

Sfb3-Arbeitspapiere

Nr.

43 Konzeption einer ex-post-Umverteilungsanalyse
Irene S t o l z

44 Altersicherung von Frauen
Hans-Jürgen K r u p p

45 Frauen-Erwerbstätigkeit und Ziele der Alterssicherung
Hans-Jürgen K r u p p

46 Socioeconomic Influence on Individual Private Demand for Durable Goods - An Application of Discrete Choice Models : The LOGIT- and TOBIT-Approach
Joachim M e r z

47 Subventionierung der Eigentumsbildung durch explizite Transferzahlungen und Steuervergünstigungen in der Bundesrepublik Deutschland - Inkonsistenzen der gegenwärtigen Vermögensbildungsförderung und Ansatzpunkte einer zieladäquaten Förderungspolitik - von Karin G r e s s

48 Die Inanspruchnahme von expliziten Transferzahlungen und Steuervergünstigungen zur Förderung der Vermögensbildung - Kritische Würdigung bisher vorliegender Ergebnisse -
Karin G r e s s

49 Die Auswirkungen der Bevölkerungsentwicklung in der Bundesrepublik Deutschland auf die gesetzliche Rentenversicherung
Heinz G r o h m a n n

50 Parallel Computing for Socioeconomic Simulation
Pavle A l p a r und Gerriet M ü l l e r

51 Veränderungen der bildungsspezifischen Einkommensunterschiede zwischen 1969/71 und 1978
Christof H e l b e r g e r

52 Bevölkerungsentwicklung, Gesundheitsbeschwerden und Inanspruchnahme von Ärzten
Ralph B r e n n e c k e

53 Die Verteilung impliziter Transfers zugunsten von Eigennutzerhaushalten im Jahr 1969 - Eine mikroökonomische Analyse auf Basis von Individualdaten der EVS-69
Richard H a u s e r und Elanie H e i d m a n n

54 Arbeitslosigkeit, Einkommensverlust und Armut - Ergebnisse der Sozialhilfestatistik und einer Sekundärbefragung von Arbeitslosen durch INFRATEST-Sozialforschung 1978 -
Helga C r e m e r - S c h ä f e r

55 Zur Wohnsituation von Arbeiterhaushalten zu Beginn des 2o. Jahrhunderts
Elisabeth G r a n s c h e u. Erich W i e g a n d

b. w. !

Sfb3-Arbeitspapiere

Nr.

56 Strukturierung und Auswertung von Mikrodatenfiles mit Hilfe von Datenbanksystemen
Günter L e n h a r d t

57 Arbeitslosigkeit - Bestimmung von Betroffenheit und Abgangsraten für die Jahre 1969 - 1977
Iris L e m p e r t

58 Spezifikation und Schätzung sozioökonomischer Indikatormodelle
Reinhard H u j e r u. Helmut K n e p e l

59 Theoretische und empirische Analyse der Arbeitsnachfrage - Ansätze zur disaggregierten ökonometrischen Erklärung im Warenproduzierenden Gewerbe
Gerhard B a u e r

60 Lebenszusammenhang und Bewältigung von Krankheit - Einige Perspektiven zur Untersuchung von Gesundheit und Krankheit -
Claus-Peter R o s e m e i e r

61 Arbeitseinkommen im Lebensverlauf - Eine konzeptuelle Anmerkung und einige deskriptive Ergebnisse
Georgios P a p a s t e f a n o u

62 Bibliographie zur historischen Wohlfahrtsentwicklung in Deutschland
Elisabeth G r a n s c h e

63 Finanzierungsaspekte der Rentenversicherung - Mittel- und langfristige Probleme
Winfried H a i n und Iris L e m p e r t

64 Versorgungskonzepte für Alter und Invalidität - Überlegungen zur Quantifizierung
Gernold F r a n k

65 Das Sozio-ökonomische Panel - Eine Kurzinformation
Ute H a n e f e l d

66 Longitudinal Lessons from the Panel Study of Income Dynamics
Greg J. D u n c a n

67 Sozialwissenschaftliche Anwendungen des relationalen Datenmodells: Eine Anwendung des Datenbanksystems "System 1022"
Günter L e n h a r d t

68 Die konsistente Hochrechnung von Mikrodaten nach dem Prinzip des minimalen Informationsverlustes - Hochrechnungen für das Sfb 3-Mikrosimulationsmodell
Joachim M e r z

69 Zur Validierung des Mikrosimulationsmodells (Querschnittsversion 81.6) - Robert H e l m u. Iris L e m p e r t

70 Ansätze zur exakten Verknüpfung von Mikrodaten, dargestellt am Beispiel des Mikrozensus 1969 und der Mikrozensuszusatzerhebung 1971 - Klaus K o r t m a n n

71 Lebensbedingungen und Lebensqualität von Kindern - Ein Literaturbericht
Sabine L a n g

Sfb3-Arbeitspapiere

Nr.

72 Grundlagen und Anwendung mikroanalytischer Modelle
Hans-Jürgen K r u p p und Gert W a g n e r

73 The Sfb 3 - Macroeconometric Model - Theoretical Aspects, First Simulation and Forecasting Results
R. H u j e r, G. B a u e r, H. K n e p e l

74 Die 70er ADM-Stichproben - Eine kritische Beschreibung der bevölkerungsrepräsentativen Zufallsstichproben für die BRD
Ute H a n e f e l d

Sfb3 - F - Reihe (Forschungsreihe) *

** 1 Sozialpolitische Forschergruppe: Antrag auf Einrichtung und Finanzierung des Sonderforschungsbereichs "Mikroanalytische Grundlagen der Gesellschaftspolitik"; Frankfurt/Mannheim, 1978 ; 608 Seiten

2 Sonderforschungsbereich 3 : Bericht über die Forschungstätigkeit in der ersten Forschungsphase 1979 - 1981 ; Frankfurt/Mannheim, 1981 ; 499 Seiten

3 Sonderforschungsbereich 3 ; Antrag auf Förderung für die zweite Forschungsphase 1982 - 1984 ; Frankfurt/Mannheim, 1981 ; 751 Seiten

* Abgabe wegen der teueren Herstellung nur begrenzt möglich

** Bereits vergriffen

- 55 -