

## **ERFAHRUNGEN MIT DIREKTMARKETINGADRESSEN. BEVÖLKERUNGSUMFRAGEN IM UNTEREN EINKOMMENSBEREICH**

*HANS-JÜRGEN ANDREß, GERO LIPSMEIER UND KURT SALENTIN*

Dieser Bericht aus einem laufendem Forschungsprojekt<sup>\*)</sup> informiert über die Erfahrungen mit dem Adreßmaterial kommerzieller Direktmarketingfirmen (DM-Firmen). DM-Adressen erlauben eine einfache und schnelle Abwicklung schriftlicher Umfragen (insbesondere in Kooperation mit Mailing-Firmen). Dabei ergeben sich deutlich geringere Kosten als bei anderen Befragungsformen. Das Adreßmaterial kann aber auch für telefonische und mündliche Umfragen verwendet werden. Ein besonderes Potential gewinnen diese Adressen durch ihre Zusammenführung mit vielfältigen sozio-demographischen Informationen aus anderen Quellen. Im Rahmen einer schriftlichen Umfrage wurden entsprechende Angaben über die Kaufkraft der ausgewählten Haushalte benutzt, um eine disproportional geschichtete Stichprobe zu ziehen, die den unteren Einkommensbereich überrepräsentiert. Betrachtet man die Angaben über das verfügbare Haushaltseinkommen in den zurückgesandten Fragebögen, so scheint diese Überrepräsentation an Hand des Kaufkraftindikators gelungen zu sein. Das Adreßmaterial beruht auf den Einträgen in amtlichen Telefonbüchern und deckt nach unseren Erfahrungen nur einen Teil aller Personenadressen in einer Kommune ab. Dies gilt im besonderen Maße für die "neuen" Bundesländer, in denen die Telefondichte noch eher gering ist. Auf Grund der Überrepräsentation männlicher Personen in den Adressen sind außerdem besondere Vorkehrungen bei der Feldarbeit notwendig.

This report from an ongoing research project<sup>\*)</sup> summarizes experiences with addresses from commercial direct marketing firms. Mail surveys are easily and quickly done with such direct marketing (DM) addresses (especially in cooperation with mailing firms) at much lower costs than other forms of surveying. However, DM-addresses can also be used for telephone and face-to-face interviews. A particular characteristic of these addresses is the fact that they can be merged with socio-demographic information from other sources. Within a mail survey, information about the purchasing power of private households was used to draw a disproportionately stratified sample that overrepresents low income households. According to the data about household income in the questionnaires, this sampling strategy of overrepre-

sentation was successful. All addresses were obtained from official telephone directories which our experience shows, do not cover all private addresses of the corresponding geographical region. This is especially true for the "new" states where the telephone density is still low. Additionally specific precautions have to be taken during field work because of the overrepresentation of male persons with (telephone) addresses.

## 1. Einleitung

"Vor dem Hintergrund steigender Arbeitslosenzahlen, der Kürzungen im System der sozialen Sicherung und der verstärkten Bedeutung von Arbeitslosigkeit als Hauptursache für den Bezug von Sozialhilfe wurde Armut und Arbeitslosigkeit zum herausragenden Thema der 80er Jahre" (Hauser/Neumann 1992: 241f.). Im Zuge der deutschen Vereinigung und dem damit insbesondere in Ostdeutschland ausgelösten Strukturwandel droht eine weitere Verschärfung dieses Problems, so daß die wissenschaftliche Erforschung von Marginalisierungs- und Verarmungsprozessen innerhalb der bundesdeutschen Bevölkerung mehr als je zuvor dringend geboten erscheint. Eine notwendige Voraussetzung dafür sind aktuelle Mikrodaten, die über die konkrete Lebenslage der Bundesbürger Auskunft geben, insbesondere über die Personen am (unteren) Rand der Gesellschaft. Bis Mitte der 80er Jahre waren adäquate Daten jedoch kaum verfügbar - und wenn sie vorhanden waren, dann waren sie, wie etwa die Einkommens- und Verbrauchsstichprobe, für die sozialwissenschaftliche Forschung nur schwer zugänglich. Mit der Verfügbarkeit des Sozio-Ökonomischen Panels (SOEP, vgl. Projektgruppe Panel 1993) hat sich der Zugang zu repräsentativen Mikrodaten zwar für die Sozialwissenschaft wesentlich verbessert, jedoch wird auch gerade dieser Datenquelle "ein deutlicher 'Mittelschicht-Bias'" vorgeworfen, "der Armut und Sozialhilfe weit weniger in den Blick kommen läßt", als dies von einigen gewünscht wird (Leibfried/Voges 1992: 11). Als positives Vorbild zitieren die Kritiker die US-amerikanische Panel Study of Income Dynamics (PSID), die durch ein entsprechendes Stichprobendesign den unteren Einkommensbereich so überrepräsentiert, daß sowohl differenzierte Analysen der Armutspopulation als auch repräsentative bevölkerungsweite Hochrechnungen möglich sind.

Disproportional geschichtete Zufallsstichproben gehören zum Alltag der Umfrageforschung, insbesondere wenn es sich bei den Schichtungskriterien um mehr oder weniger offensichtliche Personenmerkmale, wie z.B. Geschlecht, Nationalität, Alter, Rasse usw. handelt oder um regionale Zugehörigkeiten, wie z.B. Ost- versus Westdeutschland, Land versus Stadt usw. Das beste Beispiel ist das SOEP selbst, in dem die deutsche Bevölkerung in Ost- und Westdeutschland mit einem unterschiedlichen Auswahlatz vertreten ist und in dem die zahlenmäßig starken "Gastarbeiter"-Nationen in Westdeutschland überrepräsentiert sind. Eine analoge Überrepräsentation des unteren Einkommensbereiches in Repräsentativumfragen ist je-

doch aus mehreren Gründen nicht ganz einfach: Zum einen ist das Einkommen einer Person oder eines Haushaltes nicht direkt beobachtbar; es müßte also erst erfragt werden, um zu entscheiden, welcher Schicht der Haushalt bzw. die Person zuzurechnen ist. Gleichzeitig gehört aber gerade die Erhebung von Einkommensangaben zu den besonders sensiblen Themen der Umfrageforschung, bei denen mit hohen Verweigerungsraten zu rechnen ist. Es kommt daher nicht von ungefähr, wenn von den insgesamt ca. 1900 Studien des maschinenlesbar ausgelieferten Datenbestandskataloges des Zentralarchivs für empirische Sozialforschung (Köln) lediglich zwei Studien Einkommen als Auswahl- oder Schichtungskriterium verwenden: die Studien Nr. 116 und 1001.

Eine disproportionale Schichtung nach dem Einkommen funktioniert in der Umfragepraxis entweder durch indirekte Auswahlverfahren oder durch Rückgriff auf vorhandene Adressen, für die durch frühere Erhebungen das Einkommen bereits bekannt ist. Das Sample der einkommensschwachen Haushalte der Panel Study of Income Dynamics (PSID) beruht beispielsweise auf einer (nachträglichen) Auswahl von 1872 der insgesamt ca. 30.000 Haushalte, die bereits ein Jahr zuvor im Rahmen des Survey of Economic Opportunity befragt wurden (Hill 1992: 4). Da solche Vorerhebungen in der Regel sehr teuer und aufwendig sind und, wie das Beispiel zeigt, auch einen recht großen Stichprobenumfang haben müssen, um hinreichend viele einkommensschwache Haushalte auswählen zu können, werden aus praktischen Erwägungen häufig indirekte Auswahlverfahren bevorzugt. Eine solche indirekte Methode ist beispielsweise die überproportionale Auswahl kleinräumiger Einheiten, von denen man aus anderen Datenquellen weiß, daß dort durchschnittlich mehr einkommensschwache Haushalte und Personen wohnen. Diese externen Datenquellen können entweder direkte Einkommensangaben enthalten oder Variablen, die in mehr oder weniger direktem Zusammenhang mit der Einkommensposition der Einwohner stehen, wie z.B. Erwerbs- oder Berufsstatus. Diese indirekte Methode nutzt die räumliche Segregation der Wohnbevölkerung, die aus einsehbaren Gründen u.a. mit dem Einkommen variiert. Sie wurde z.B. in der bekannten Armutsstudie von Townsend (1979: 927) verwendet und setzt voraus, daß sowohl räumlich differenzierte Haushalts- oder Personenadressen vorliegen als auch externe Daten, die mit dem Adreßmaterial verknüpft werden können. Beide Datenquellen sind ebenfalls nicht ohne Kosten verfügbar.

Im Rahmen eines Forschungsprojektes des Schwerpunktprogramms "Sozialer und politischer Wandel im Zuge der Integration der DDR-Gesellschaft (SPP 188)" der Deutschen Forschungsgemeinschaft wurde unter Verwendung von Adressen einer kommerziellen Direktmarketing-Firma der Versuch unternommen, durch einen ähnlichen Ansatz den unteren Einkommensbereich der bundesdeutschen Bevölkerung in Ost und West in besonderem Maße zu berücksichtigen. Im Vordergrund der Projektarbeit stand natürlich die inhaltliche Fragestel-

lung, während die hier berichteten methodischen Erkenntnisse über das Auswahlverfahren eher ein Nebenprodukt der Projektstätigkeit sind. Zeitliche und finanzielle Restriktionen haben es auch verboten, verschiedene mögliche Optionen einer Überrepräsentation des unteren Einkommensbereichs vergleichend zu untersuchen. Der Beitrag hat daher eher den Charakter eines Erfahrungsberichtes über das von uns gewählte Verfahren. Uns interessieren dabei vor allem zwei Fragen: Sind Direktmarketing-Adressen tauglich für Umfragen im unteren Einkommensbereich, und wie zuverlässig ist die Selektion aufgrund der Einkommensindikatoren des Adressenanbieters? Auch wenn es sich um singuläre Erfahrungen handelt, hoffen wir dennoch, daß der Beitrag für andere Umfrageforscher interessant ist, die ähnlich wie wir nach einer kostengünstigen und schnell verfügbaren Adreßquelle suchen, die zudem eine Selektion nach verschiedenen sozio-demographischen Merkmalen erlaubt. Unabhängig von der beschriebenen Überrepräsentation des unteren Einkommensbereiches ist der Beitrag daher auch ein erster Test des Nutzens kommerzieller Adreßbestände für die wissenschaftliche Umfrageforschung.

## **2. Direktmarketingadressen - Grundgesamtheit und Selektionskriterien**

Die Adreßbestände kommerzieller Direktmarketing-Firmen stammen durchweg aus den Telefonteilnehmerverzeichnissen. Die Gewinnung ist erstaunlich trivial: Entweder werden sie bei der Telekom erworben oder es werden schlicht die Telefonbücher über Scanner in maschinenlesbare Form übertragen. Eine erste Einschränkung der Repräsentativität für die Wohnbevölkerung ist auf diese Art vorgegeben, denn Stichproben aus derartigen Adreßbeständen beziehen sich auf die Grundgesamtheit der Telefonteilnehmer. Über Verzerrungen wird man zumeist nur spekulieren können, doch ist beispielsweise die Ausstattung mit Telefonanschlüssen in den ostdeutschen Bundesländern gegenwärtig noch weitaus weniger dicht als im Westen. So beläuft sich der Anteil der über ein Telefon verfügenden deutschen Haushalte in den alten Bundesländern auf 94,9 Prozent (ausländische Haushalte hier 85,1 Prozent), während die Quote sich in den neuen Bundesländern nur auf 44,9 Prozent beläuft (Quelle: SOEP, 10. Welle, 1993, eig. Berechnungen).<sup>1)</sup> Im Bundesdurchschnitt liegt der Anteil bei 85,4 Prozent (Quelle: ebenfalls SOEP). Und auch in den untersten Einkommensgruppen muß eine etwas schlechtere Versorgung angenommen werden.

Die zweite Einschränkung hängt mit dem Umstand zusammen, daß Eintragungen ins Telefonbuch seit der Liberalisierung der entsprechenden Bestimmungen im Jahr 1991 auf Freiwilligkeit beruhen und sich theoretisch Verzerrungen durch vermehrte Nichtaufnahme bestimmter sozialer Gruppen einstellen können. Eine spontane Hypothese könnte ja lauten, daß sich gerade "die Reichen" und "die Prominenten" durch geheime Telefonanschlüsse der Öff-

fentlichkeit entziehen. Zu dieser Frage liegen bislang keine Veröffentlichungen vor. Die Telekom teilte aber auf Anfrage mit (Telekom-Generaldirektion, Bonn, 21.4.94), daß zum einen die Quote nicht in die Fernsprehbücher aufgenommener Teilnehmer bei gewissen regionalen Schwankungen 1994 insgesamt nur 4,2 Prozent beträgt und daß es zum anderen ohne erkennbare Abhängigkeit vom Einkommen im wesentlichen Frauen aller Altersgruppen sind, die sich aufgrund sexueller Belästigungen am Telefon, der Nachstellungen geschiedener Ehemänner oder ähnlicher Gründe gegen eine Bekanntgabe ihrer Telefonnummer entscheiden. Die Quote besonders exponierter Personen, deren Rufnummer z.B. aus Sicherheitsgründen nicht bekanntgegeben wird, liegt bei 0,019 Prozent. Solange bei den Teilnehmern keine stärkere Tendenz zur Geheimhaltung der Telefonverbindungen zu verzeichnen ist, spricht also das Argument der Freiwilligkeit des Eintrags nicht grundsätzlich gegen den Einsatz telefonbasierter Adreßdaten.

Ferner sind aus dem Adreßbestand die 330.000 in der sogenannten Robinson-Liste geführten Personen ausgeschlossen, die schriftlich erklärt haben, daß sie keine adressierte Werbung erhalten möchten, sowie die Namen aus den Telefonbüchern, die nach jeweils aktueller Erfassung über keine Postadresse verfügen und daher auch nicht angeschrieben werden können.

Im Vorfeld der weiter unten beschriebenen Untersuchung wurde das Angebot von fünf überregional tätigen, kommerziellen Adreßanbietern an Hand schriftlicher Firmenunterlagen und weitergehender fernmündlicher Auskünfte geprüft (Salentin 1994). Der Telefonteilnehmerbestand wird in allen fünf Unternehmen um diverse andere Quellen (Versandhauskunden etc.) ergänzt, auf die in der Untersuchung jedoch nicht zurückgegriffen wurde. Der Umfang der angebotenen Bestände reicht für die gesamte Bundesrepublik je nach Unternehmen von 24 Millionen bis 35 Millionen. Inwieweit es sich bei der Bezugseinheit "Adresse" um Telefonteilnehmer, d.h. in der Regel um Haushalte oder Haushaltsvorstände, oder um beliebige Einzelpersonen handelt und ob Telefonbestände mit Adressen anderer Herkunft zusammengeführt wurden, darüber werden erst auf Nachfrage präzise Aussagen gemacht. Die von uns genutzten Adressen entstammen ausschließlich den Telefonbüchern. Daraus folgt, daß die Bestände praktisch nur Haushaltsvorstände und kaum weitere Haushaltsangehörige enthalten. Männer sind gegenüber Frauen (zumal Hausfrauen) deutlich überrepräsentiert. Ein Anbieter führt beispielsweise einen Bestand 6 Millionen weiblicher gegenüber 15,8 Millionen männlicher Einträge.

Gegen die Verwendung von Telefonbucheinträgen ließe sich schließlich der Einwand erheben, daß die dort vorliegende Vermischung privater und gewerblicher Einträge für eine Umfrage unter Privathaushalten kaum hinreichend rückgängig gemacht werden kann. Tatsächlich lassen sich jedoch die meisten Geschäftsadressen an Hand von Branchenbezeichnungen, Angaben zur Rechtsform u.a. eindeutig identifizieren, während Privateinträge am Fehlen sol-

cher Charakteristika zu erkennen sind. Der größte Teil der Adreßbestände ist somit maschinell durch Abgleich mit sogenannten Zusatzbegriffskatalogen der einen oder anderen Kategorie zuzuordnen. Eine kleine Restmenge von Adressen, deren Zuordnung nicht eindeutig möglich ist (z.B. Müller Hans Architekt) wird sowohl dem privaten als auch dem gewerblichen Bestand zugeordnet.

Ein besonderes Potential gewinnen die Daten durch Zusammenführung mit vielfältigen soziodemographischen Informationen aus anderen Quellen, die eine Selektion von Adreßstichproben nach bestimmten Kriterien ermöglichen. Wir unterscheiden interne und externe Anreicherungsverfahren. Ein Teil der Information über individuelle Adreßeinträge wird durch Analyse ihres Kontextes im Gesamtbestand gewonnen (interne Anreicherung). So wird die Zahl der Telefonanschlüsse je Hausnummer ermittelt. Bei nur einem Anschluß liegt die Annahme nahe, daß es sich um ein Einfamilienhaus handelt und eine gehobene Kaufkraft der Bewohner vorliegt. Bei sehr großen Wohneinheiten, z.B. Hausnummern mit über 25 Telefonanschlüssen, werden entgegengesetzte Einkommensrückschlüsse gezogen. Anhand weiblicher Vornamen im Eintrag wird häufig auf einen Single-Haushalt geschlossen, während die Präsenz sowohl eines männlichen als auch eines weiblichen Vornamens als Kennzeichen eines jungen Paares mit aufgeschlossenem Lebensstil gewertet wird. Basierend auf der Grundannahme, daß in kleinräumigen Einheiten Menschen mit ähnlichen Lebensverhältnissen leben, werden weitere Merkmale ermittelt. So weisen viele Einträge mit akademischen Graden und Titeln auf hohen Bildungsgrad und hohes Einkommen in einem Stadtviertel hin.

Mit *externer Anreicherung* soll hier allgemein die Zusammenführung der Telefondaten mit Informationen aus anderen Quellen bezeichnet werden. Sie vermag einen weitaus größeren Informationszugewinn zu leisten als die interne Anreicherung. Die Vornamenanalyse ist in diesem Sinn ein zur Altersbestimmung häufig herangezogenes Verfahren. Die Anbieter analysieren die Verteilung der Vornamen über Geburtsjahrgänge bei Personen, für die beide Merkmale bekannt sind, und ordnen bei unbekanntem Alter einer Person die Altersklasse zu, in der ihr Vorname am häufigsten vorkommt. Wie alle anderen Verfahren ist auch dieses mehr oder weniger fehlerbehaftet, doch zeigen Häufigkeitsverteilungen für eine Reihe von Vornamen eine deutliche Korrelation mit dem Lebensalter. Der Name Boris tritt beispielsweise hauptsächlich in den Altersgruppen unter 30 Jahren auf, während Bertha praktisch nur von über 50jährigen getragen wird.

Während dieses Verfahren durchgängig von fast allen Anbietern eingesetzt wird, unterscheiden sich die Firmen hinsichtlich weiterer zur Anreicherung des Informationspotentials genutzter Daten. Unser Interesse gilt Kriterien, die mit der Einkommenslage der Haushalte zusammenhängen. Da dies auch für kommerzielle Anwender ein bedeutsamer Selektionsfaktor ist, verwenden die Anbieter hierauf besondere Aufmerksamkeit. Daten über den Kraftfahr-

zeugbestand, insbesondere über Pkw-Dichte und Fahrzeugmarken, -typen und Durchschnittsalter, dienen bei regionaler Aufgliederung als Kaufkraftindikator. Auch Daten der amtlichen Bevölkerungsstatistik (Anteile der Selbständigen, Angestellten, Arbeiter, Rentner, Erwerbslosen, Ausländer; Anteile der Schulabschlüsse; Einkünfte pro Lohnsteuerepflichtigen und pro Einwohner etc.) werden ausgewertet. Auf der Ebene der Gebietskörperschaften werden zusätzlich statistische Daten zu Einzelhandelsumsatz, Kaufkraft etc. und Volkszählungsergebnisse eingearbeitet.

Bekanntlich herrscht innerhalb der geographischen bzw. politischen Einheiten, für die derartige allgemeinstatistische Angaben verfügbar sind, eine beträchtliche Varianz soziodemographischer Merkmale. Als Beispiel seien die oben angeführten KFZ-Bestandsdaten genannt. Das Kraftfahrt-Bundesamt macht sie bis hinunter zur Ebene der Kommunen zugänglich, wobei in großen Kommunen eine weitere Untergliederung möglich ist, und zwar bis hin zu den ehemals selbständigen Gemeinden der heutigen Verbandsgemeinden oder zu Ortsteilen größerer Städte. Dies gilt jedoch nur für die großen Automarken, während aus Datenschutzgründen Angaben über seltene Marken teilweise nur auf Regierungsbezirksebene veröffentlicht werden. Und auch innerhalb eines Stadtteils wird die durchschnittliche KFZ-Ausstattung nur eine eingeschränkte Aussagekraft für einzelne Haushalte besitzen. Andererseits ist aber in noch kleineren Einheiten mit mehr sozialstruktureller Homogenität zu rechnen. Aus diesem Grund streben die Anbieter eine mikrogeographische Disaggregation ihrer Selektionsgrundlagen bis zur Ebene von Straßen und Straßenabschnitten an. Da hierbei jedoch auf nicht öffentlich zugängliche Daten zurückgegriffen werden muß, können die Firmen die kleinräumige Differenzierung und Anreicherung nicht mit einheitlicher Güte leisten. Es ist daher für den Anwender ratsam zu prüfen, ob das anbietende Unternehmen eigene Erhebungen durchführt, bewährte Datenbestände von dritter Seite nutzt oder nur behelfsweise die interne Anreicherung bis zur regionalen Mikroebene ausdehnt.

Für die entsprechenden Details verweisen wir auf die Arbeit von Salentin (1994). Hervorzuheben ist lediglich ein Anbieter, der von 1989 bis 1992 in der alten BRD eine aufwendige eigene Erhebung durchgeführt hat. Bei flächendeckenden Begehungen mit eigens für diesen Zweck geschultem Personal wurden 13 Millionen Gebäudebewertungen vorgenommen. Je Erhebungseinheit (Gebäude) wurden 9 Merkmale erfaßt, aus denen ein Gesamtscore errechnet wurde, der "eine nachweisliche Korrelation" mit dem Einkommen aufweist. Aus dieser Begehung gingen Daten hervor, die für die Zuordnung zu 35 Millionen Privatadressen verwertbar sind. Diese Firma ist daher die einzige, die Zielgruppen auf jeder geographischen Einheit bis hin zur einzelnen Hausnummer definieren kann. Selektionen sind möglich nach Kaufkraft, Gebäudecharakteristik, Gebäudealter, Wohntyp (eigentlich Wohnlage unter Berücksichtigung der Gemeindegröße), jeweils strukturiert nach Geschlecht und Lebensalter.

Alle Angebote der geprüften Firmen umfassen einerseits eine Gliederung etwas größerer regionaler Gebilde, die unter verschiedenen Bezeichnungen angepriesen werden, jedoch stets auf eine Zahl von ca. 60.000 auf dem Gebiet der alten Bundesrepublik kommen und hinter denen sich offensichtlich die Stimmbezirke der Bundestagswahlen verstecken. Andererseits existieren etwas feinere Gliederungen, die sich wohl als Straßenzüge bezeichnen lassen und deren Zahl sich wiederum für die alten Bundesländer in der Größenordnung von 1 Million bewegt. Darüber hinaus bieten sie die Selektion nach postalischen Gebieten (Postleitzahlenbereiche, Telefonbücher, Vorwahlnummern), Gebietskörperschaften (Bundesländer, Regierungsbezirke, Kreise, Gemeinden) und Ortsgröße an.

### **3. Nutzung der Adressen im Rahmen eines Projektes**

#### **3.1 Untersuchungsziele der Umfrage "Alltag in Deutschland"**

Unser Forschungsprojekt beschäftigt sich mit den Versorgungsstrategien privater Haushalte im unteren Einkommensbereich. Als empirisches Material dienen Leitfadeninterviews mit ausgewählten Haushalten und Repräsentativbefragungen für die gesamte Bundesrepublik wie etwa das SOEP. Aus der Sicht des Projektes ergänzen sich beide Zugangsweisen, unterliegen aber auch spezifischen Beschränkungen. Während die Leitfadeninterviews detaillierte Einblicke in die Mikrowelt einzelner Haushalte im unteren Einkommensbereich vermitteln, erlauben Datenquellen wie das SOEP generalisierende Aussagen über größere Bevölkerungsgruppen an Hand standardisierter Kriterien. Wie eingangs erwähnt, ist der untere Einkommensbereich im SOEP allerdings nur gemäß seinem Anteil an der Gesamtbevölkerung vertreten, so daß multivariate Analysen sehr schnell in Fallzahlprobleme geraten. Weiterhin sind spezifische Armutgruppen wie etwa die Sozialhilfe-Empfänger nur geringfügig vertreten, und für viele Fragen im Zusammenhang mit dem Projektthema fehlen die entsprechenden Daten.

Aus diesem Grunde wurde eine eigene Umfrage konzipiert, die im Gegensatz zu den o.g. Leitfadeninterviews eine größere Anzahl von Haushalten erfassen und spezifische, armutsrelevante Untersuchungsthemen abdecken sollte. Neben Einkommensangaben (einkommensbasiertes Armutskonzept) und sozio-demographischen Merkmalen wurden im wesentlichen vier Befragungsschwerpunkte vertieft: a) finanzielle Belastungen und Einschränkungen, b) notwendiger Lebensstandard in der Bundesrepublik und Lebensstandard des befragten Haushaltes (deprivationsbasiertes Armutskonzept), c) psychische Armutsbewältigung in Alltagssituationen sowie d) soziale Unterstützung. Angesichts des finanziellen Umfangs des SPP 188 und der Vielzahl der in diesem Programm geförderten Projekte war eine in der Regel teure mündliche (face-to-face) Befragung von vorneherein ausgeschlossen. Auch eine telefonische Befragung war angesichts der Schwierigkeit des dritten Themas (Verhalten in Alltagssitua-

tionen) nicht durchführbar. Aufgrund dieser Restriktionen verblieb daher nur noch die Möglichkeit einer schriftlichen Umfrage, von der allerdings bekannt ist, daß sie nur geringe Rücklaufquoten erzielt und hohe Anforderungen an die Lese- und Schreibfähigkeiten der Befragten stellt. Außerdem können die Ergebnisse aufgrund des nicht kontrollierbaren Teilnehmerverhaltens einem starken Selektivitätsbias unterliegen. Betrachtet man diese Umfrage jedoch als nicht-repräsentative Ergänzung der o.g. Datenquellen, dann ist die Durchführung einer solchen Umfrage sicherlich besser als der Verzicht auf jegliche differenzierte Informationen aus dem unteren Einkommensbereich.

In diesem Sinne waren die methodischen Vorgaben unserer Umfrage "Alltag in Deutschland" erstens die überproportionale Berücksichtigung des unteren Einkommensbereiches und zweitens die Berücksichtigung spezieller armutsrelevanter Personengruppen, zu denen vor allem die Sozialhilfe-Empfänger gehören sollten. Drittens sollte die Umfrage Vergleiche zwischen Ost- und Westdeutschland erlauben und als Zielpopulation wurde viertens die bundesdeutsche Wohnbevölkerung im Alter zwischen 25 und 65 Jahren vorgesehen. Die Altersbegrenzung wurde so gewählt, daß man davon ausgehen konnte, daß die ausgewählten Personen sich weder im Rentenalter, noch im Aus- und Berufsbildungssystem befanden, mithin zur erwerbsfähigen Bevölkerung gehören und daher nicht vorwiegend auf staatliche Versorgungssysteme angewiesen sind.

Uns war von Anfang an klar, daß sich die obigen vier Untersuchungsziele nicht gleichzeitig mit einer Adreßquelle allein realisieren lassen. Eine Überrepräsentation des unteren Einkommensbereiches ist, wie beschrieben, prinzipiell mit dem Adreßmaterial von Direktmarketingfirmen (DM-Adressen) möglich, jedoch lassen sich damit keine Ost-West-Vergleiche durchführen, da die Telefondichte in Ostdeutschland (noch) sehr gering ist und Selektionsverfahren von den Firmen erst in Vorbereitung sind. Für Ostdeutschland müßte man daher zur Zeit noch auf Adressen aus den Melderegistern (MA-Adressen) zurückgreifen, die im Prinzip ähnlich selektiert werden können wie die DM-Adressen, falls die Adressen kleinräumigen kommunalen Einheiten (z.B. statistische Bezirke) zugeordnet werden können, über die zusätzliche sekundärstatistische Informationen vorliegen (vgl. unsere Vorstudie in Bielefeld; Andreß 1993). Die MA-Adressen der ostdeutschen Kommunen erlauben jedoch zur Zeit noch kaum kleinräumige Differenzierungen, zumal entsprechende sekundärstatistische Informationen über die Raumeinheiten fehlen. Die als viertes Ziel vorgegebene Altersbegrenzung läßt sich dagegen relativ leicht mit MA-Adressen umsetzen, während aus den beschriebenen Gründen die Altersabgrenzung in den DM-Adressen sehr ungenau ist.

Wir haben uns daher aus pragmatischen Gründen dazu entschieden, unsere Ost-West-Stichprobe aus einer Kombination von DM- und MA-Adressen zu gewinnen. Wegen der MA-Adressen konnte es sich dabei nicht um eine Flächenstichprobe handeln, sondern die Stich-

probe mußte sich auf ausgewählte städtische und ländliche Kommunen beschränken. Bei diesem Verfahren war absehbar, daß wir Sozialhilfe-Empfänger nur äußerst selten erreichen würden. Um schließlich auch unser zweites Untersuchungsziel einigermaßen zu erreichen, haben wir in Ost und West eine Ergänzungsstichprobe von Sozialhilfe-Empfängern gezogen, deren Adressen wir durch Vermittlung verschiedener Sozialämter gewonnen haben (SA-Adressen). Im folgenden beschreiben wir unsere Erfahrungen mit der DM-Stichprobe bezüglich Adressengewinnung, Ausschöpfung und Gewichtung. Die MA- und SA-Stichprobe werden nur zu Vergleichszwecken herangezogen (die Gewinnung der MA-Adressen erklärt sich von selbst, zur Gewinnung der SA-Adressen verweisen wir auf das ausführliche Arbeitspapier: Andreß et al. 1995). Von besonderem Interesse ist dabei natürlich die Frage, ob uns die Überrepräsentation des unteren Einkommensbereichs gelungen ist.

### 3.2 Adressengewinnung

Wegen der Verwendung von MA-Adressen mußten zunächst entsprechende Kommunen in Ostdeutschland ausgewählt werden. Gemäß den Vorgaben einer angemessenen Repräsentation von städtischen und ländlichen Bevölkerungsgruppen entschieden wir uns für zwei größere Städte und eine kleinere Gemeinde: Magdeburg, Halle und Naumburg an der Saale. Aus jeder dieser Gemeinden wurden 600 MA-Adressen von Personen zwischen 26 und 66 Jahren zufällig ausgewählt (aus technischen Gründen konnte die ursprünglich geplante Altersbegrenzung nicht exakt eingehalten werden). Mit den Daten der Direktmarketingfirmen wäre eine Flächenstichprobe zwar einfach realisierbar, aus Gründen der Vergleichbarkeit mit der Ost-Stichprobe mußten wir jedoch auch hier drei Gemeinden auswählen. Da diese Gemeinden möglichst gut zu den im Osten verwendeten "passen" sollten, befragten wir mehrere Experten und führten mit Daten der Bundesforschungsanstalt für Landeskunde und Raumplanung eine Clusteranalyse durch. In dieser Clusteranalyse fanden folgende Variablen Verwendung: Bevölkerungsentwicklung von 1985 bis 1990, der Anteil der sozialversicherungspflichtig Beschäftigten im tertiären Sektor, Industriebeschäftigte je 1000 Erwerbsfähige und der Anteil der Studierenden an den 18-24jährigen. Ausgewählt wurden letztendlich Karlsruhe als Entsprechung zu Halle/Saale, Braunschweig zu Magdeburg und Diepholz zu Naumburg. Die beiden größeren Städte sind dabei jeweils auch Partnerstädte.

Aufgrund unserer Sichtung der Angebote verschiedener Direktmarketingfirmen fiel unsere Wahl auf den Anbieter, der aufgrund eigener Erhebungen von Gebäudecharakteristika die aus unserer Sicht zuverlässigste Datenquelle zur Selektion unterer Einkommenschichten bot (s. Abschnitt 2 und Salentin 1994). Die ausgewählte Firma kann innerhalb eines Monats Adressen aus jedem gewünschten Postleitzahlgebiet liefern, differenziert nach fünf Kaufkraftklassen. Aus den von uns bestimmten drei Gemeinden wurden jeweils 300 Adressen aus der niedrigsten und jeweils 300 aus den übrigen 4 Klassen gezogen, so daß wir auch im We-

sten eine Stichprobe von insgesamt 1800 Adressen vorliegen hatten. Eine Altersabgrenzung wie in den drei Ost-Kommunen wurde aus den genannten Gründen nicht vorgenommen. Da auch minderjährige Kinder mit Erlaubnis der Eltern ein Telefon anmelden dürfen, kann man jedoch nicht davon ausgehen, daß es sich bei den ausgewählten Adressen ausschließlich um erwachsene Personen handelt. Wie hoch der Prozentsatz der Minderjährigen tatsächlich ist, läßt sich leider nicht abschätzen. Keiner der an uns zurückgesandten Fragebogen wurde jedoch von einer Person unter 18 Jahren ausgefüllt. Von daher kann man annehmen, daß sich nur erwachsene Personen von unserer Umfrage angesprochen fühlten. Da in Mehr-Personen-Haushalten auch heute noch ein Großteil der Telefonanschlüsse auf den Namen von Männern angemeldet wird, war der Anteil der Männer in der DM-Stichprobe erwartungsgemäß hoch: Für alle drei Kommunen zusammen belief er sich auf 73,4 Prozent. Prinzipiell kann man diese stichprobentechnischen Schief lagen der DM-Adressen durch geeignete Auswahlregeln in der anschließenden Feldphase korrigieren (zu unseren diesbezüglichen Überlegungen s. Abschnitt 3.3).

Ein wichtiger Unterschied zwischen der MA-Stichprobe und den beiden anderen Stichproben besteht in den Auswahl-einheiten. In den Melderegistern sind alle Personen der Auswahl-gesamtheit enthalten. Jede Person hat die gleiche Chance, in die Stichprobe zu gelangen. Anders jedoch bei den beiden anderen Adreßbeständen: Da Sozialhilfe an sogenannte Bedarfsgemeinschaften gezahlt wird, ist in der Regel nur eine Person pro Haushalt in den Adreßda-teien der Sozialämter gespeichert. Deshalb haben wir es hier mit einer Auswahl auf Haus-haltsebene zu tun. Ebenso bei der Stichprobe auf Basis der kommerziellen Adressen: Da Haushalte in der Regel nur über einen Telefonanschluß verfügen, handelt es sich auch hier um eine Stichprobe auf Haushaltsebene. Dieser Unterschied zwischen den Stichproben be-trifft in erster Linie die unterschiedlichen Auswahlwahrscheinlichkeiten für Personen in un-terschiedlich großen Haushalten. Personen in kleinen Haushalten haben bei einer Stichprobe auf Haushaltsebene eine größere Chance, in die Stichprobe zu gelangen, als Personen aus größeren Haushalten. Dieser Unterschied zwischen Haushalts- und Personenstichproben kann jedoch durch entsprechende Gewichtungsverfahren ausgeglichen werden (vgl. Ab-schnitt 3.4).

Abschließend interessiert vielleicht noch, wie weit das Adressenmaterial der Direktmarke-tingfirma die Gesamtzahl aller Haushalte ausschöpft. Für einige ganz grobe Abschätzungen findet man in Tabelle I die notwendigen Vergleichsdaten.

**Tabelle 1: Ausgewählte sozio-demographische Merkmale für die drei West-Kommunen**

	<i>Karlsruhe</i>	<i>Braunschweig</i>	<i>Diepholz</i>
<i>Haushalte insgesamt</i>	125101	128849	6202
Einwohner insgesamt	273174	254729	15465
davon: Männer	131960	121989	7426
davon: Frauen	141214	132740	8039
<i>Direktmarketingfirma</i>			
Adressen insgesamt	84279	82966	4356
Kaufkraftklasse 1-4	68998	51889	3950
Kaufkraftklasse 5	15281	31077	406
<i>Brutto-Stichprobe</i>			
Adressen insgesamt	600	600	600
davon: Männer <sup>1)</sup>	72,4%	70,7%	77,1%
davon: Frauen <sup>1)</sup>	27,6%	29,3%	22,9%
<i>Netto-Stichprobe</i>			
Fragebögen insgesamt	132	144	96
davon: Männer <sup>2)</sup>	71,7%	67,5%	82,9%
davon: Frauen <sup>2)</sup>	32,0%	30,6%	15,8%

1) Designgewichtet; 2) Design- und transformationsgewichtet (wg. fehlender Werte Summe < 100%).

Quellen: *Karlsruhe* (Stand 12/92): Karlsruher Statistik. Daten, Fakten, Informationen 1993. Haushalte lt. VZ 1987. *Braunschweig* (Stand 12/93): Braunschweiger Statistische Monatsberichte, 54. Jahrgang, Nr. 1 (Januar 94). Haushalte lt. VZ 1994. *Diepholz* (Stand 6/92): Stadtinformationen 1993.

Die Datenbasis enthält z.B. im Jahr 1994 für Karlsruhe 84.279 Adressen, während es laut Volkszählung 1987 rund 125.000 Haushalte in Karlsruhe gab. Die Unterdeckung ist also zum Teil ganz erheblich und kann nicht alleine auf den Anteil der Haushalte ohne Telefonanschluß zurückgeführt werden. Entsprechende Nachfragen bei der Lieferfirma ergaben weitere Hinweise auf Abweichungen zwischen beiden Datenquellen, sie erklären jedoch nicht diesen großen Unterschied. So werden solche Teilnehmer nicht übernommen, deren Name oder Anschrift unvollständig ist (z.B. nur Familienname oder keine Straße eingetragen, Straßenangabe so abgekürzt, daß sie maschinell nicht einem Postleitzahlenbereich zuzuordnen ist) oder die in einer Straße wohnen, von deren Namen es mehrere verschiedene in einem Telefonbuch gibt (so z.B. in Köln). Außerdem gehen solche Adressen nicht in den Bestand ein, für deren

Gebäude keine Begehungsdaten vorliegen. Die Begehung, aus der die Mikrodaten der Firma hervorgegangen sind, wurde zwar 1989 bis 1992 durchgeführt, wird aber laufend aktualisiert. Die Aktualisierung bezieht dabei aber nicht alle Adressen ein. Sie kommt nur zum Tragen, wenn erhebliche Veränderungen in der Namenszusammensetzung zu verzeichnen sind (Neubaugebiete, ganzer Wohnblock abgerissen), nicht aber bei einzelnen Neubauten.

### 3.3 Feldarbeit, Stichprobenausschöpfung und Kosten der Befragung

Da sich die Befragungspersonen auf wenige Kommunen konzentrierten, konnten die Befragungsunterlagen kostengünstig per Info-Post, die eine räumliche Konzentration der Sendungen voraussetzt, verschickt werden. Für die Empfänger waren die Briefe durch den Absender "Universität Bielefeld" und einen neutralen DIN-C4-Umschlag deutlich von Werbesendungen zu unterscheiden. Ein Nachteil der Info-Post ist, daß man die Ernsthaftigkeit der Zustellung nicht nachprüfen kann und über nicht-zustellbare Sendungen nur dann informiert wird, wenn dieses ausdrücklich vermerkt und durch einen höheren Preis bezahlt wird. Aus Kostengründen haben wir darauf verzichtet und können daher auch für die folgenden Ausschöpfungsquoten keine bereinigten Brutto-Stichproben berechnen.

Neben dem Interesse an dem Untersuchungsthema und der Unterstützung der Wissenschaft sollten die angeschriebenen Personen durch ein Los der Deutschen Fernsehlotterie im Werte von 5,- DM zur Mitarbeit motiviert werden, das sie dann erhielten, wenn sie ihren ausgefüllten Fragebogen nebst ausgefülltem Losformular an eine Postfachadresse der Deutschen Fernsehlotterie schickten. Von dort, so erfuhren die Befragten im Begleitschreiben, wurde der Fragebogen ohne ihre Adreßangaben (also ohne das Losformular) an die Forschungsgruppe an der Universität weitergeleitet. Auf diese Weise wurde die Anonymität der Befragten gewahrt. Während der Feldphase standen für die Befragten mehrere Telefonnummern an der Universität Bielefeld zur Verfügung, um Nachfragen mit Mitgliedern der Projektgruppe zu klären. Relativ zur Anzahl der versandten Fragebögen hielten sich die Rückfragen in Grenzen. Sie bezogen sich wie üblich auf Fragen, was das Ganze denn solle, wieso gerade sie ausgewählt wurden und wie wir an ihre Adresse gekommen sind. Am häufigsten wurde gefragt: "Wie funktioniert das mit dem Los?" Mangels Vergleichsdaten ist es schwierig einzuschätzen, welche positiven oder negativen Effekte das versprochene Los hatte (vgl. ausführlicher das entsprechende Arbeitspapier: Andreß et al. 1995).

Wir sind davon ausgegangen, daß die namentlich angeschriebene Person sich angesprochen fühlt (Auswahl per Anrede). Das war bei den MA-Daten problemlos, da es sich dabei um eine Personenstichprobe handelt und auch der vollständige Vor- und Zuname vorlag. Anders dagegen bei der DM-Stichprobe: Hier handelt es sich um eine Haushaltsstichprobe, bekannt ist nur der oder die Telefonbesitzer/in. Verglichen mit der MA-Stichprobe haben die DM-

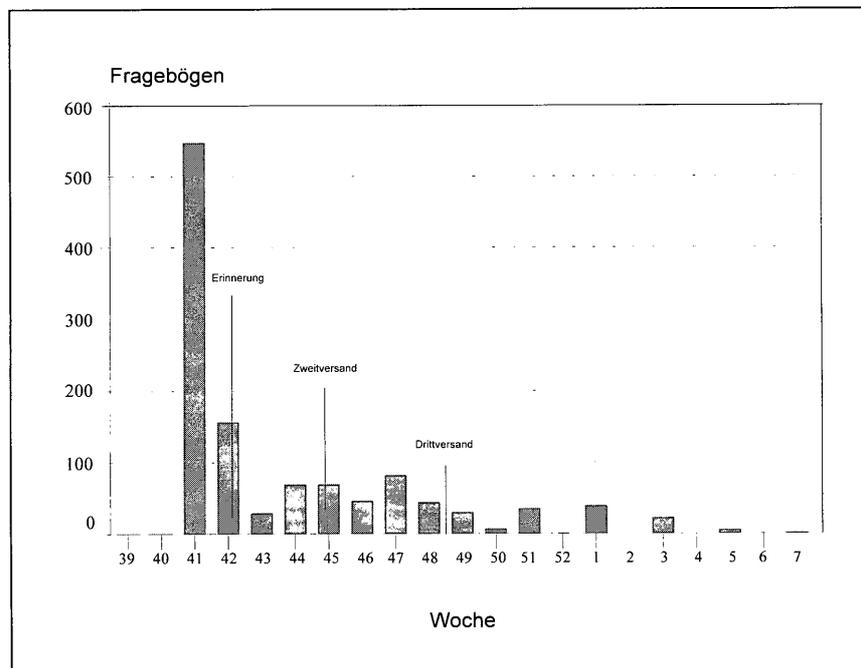
Adressen zudem die beiden für uns unerwünschten Eigenschaften, daß sie altersmäßig nicht eingegrenzt sind und Männer deutlich überrepräsentieren (s. Tabelle 1). Um diesen beiden Schief lagen entgegenzutreten, haben wir die Auswahl per Anrede in zweierlei Hinsicht durch folgende Formulierung im Begleitschreiben für die DM-Adressen erweitert: "Der Fragebogen wird nur von *einem* Mitglied ihres Haushaltes ausgefüllt. Wenn Sie nicht allein leben, entscheiden Sie, ob Sie selbst oder Ihr Partner bzw. Ihre Partnerin den Fragebogen ausfüllt." Durch diese Anweisung sollten sich nur erwachsene Personen angesprochen fühlen und durch die Öffnung für die Partner/innen sollte die Überrepräsentierung der Männer nach unten "korrigiert" werden. Auswahltechnisch ist diese Formulierung natürlich ungenau, für die schriftliche Umfrage haben wir jedoch ganz bewußt eine hoffentlich einladend wirkende, eher alltagsweltliche Formulierung gewählt, um die angeschriebene Person nicht unnötig durch technische Anweisungen abzuschrecken. Wie bereits erwähnt, haben in der Tat nur Personen über 18 Jahre den Fragebogen ausgefüllt, wie wir jedoch in Abschnitt 3.4 sehen werden, hat die "Öffnung" für die Partner nicht den gewünschten Effekt auf die Geschlechterverteilung in der DM-Stichprobe gehabt. Ob eine Anweisung, wie sie häufig in Telefonumfragen zur zufälligen Auswahl der Befragungsperson benutzt wird ("Der Fragebogen soll von der erwachsenen Person beantwortet werden, die zuletzt Geburtstag hatte."), wesentlich bessere Ergebnisse geliefert hätte, kann bezweifelt werden. Ohne weitere Erläuterungen, die man eben im Rahmen schriftlicher Umfragen nur bedingt machen kann, wirkt diese Auswahlregel für den Adressaten unverständlich und provoziert zusätzliches Mißtrauen.

Die Befragungsunterlagen der DM- und MA-Stichprobe wurden in der 39. Woche des Jahres 1994 verschickt. Die Versendung der SA-Stichprobe zog sich dagegen aus technischen Gründen über einen längeren Zeitraum hin. Abbildung 1 gibt einen Überblick über den zeitlichen Verlauf des Fragebogenrücklaufs, der allerdings dadurch verzerrt ist, daß einige SA-Stichproben erst später ins Feld gingen. Erkennbar ist der Effekt einer schriftlichen Erinnerungsaktion, die wir in der 43. Woche durchführten. Allerdings ließ sich der Rücklauf durch die Erinnerung nicht wesentlich steigern, so daß wir, auch wegen der vielen verständnislosen Nachfragen von Untersuchungspersonen, die bereits geantwortet hatten, von weiteren Erinnerungsaktionen absahen.

Insgesamt konnte mit der DM-Stichprobe eine Rücklaufquote von 20,9 Prozent und mit der MA-Stichprobe eine Rücklaufquote von 23,3 Prozent erzielt werden (vgl. Tabelle 2). Die Rücklaufquoten für die SA-Stichproben sind nicht vergleichbar, da es sich dabei um eine positive Vorauswahl von Sozialhilfe-Empfängern handelte, die bei der Adressengewinnung per Antwortkarte bereits ihre grundsätzliche Teilnahmebereitschaft erklärt hatten. Insgesamt hatten wir uns natürlich eine höhere Teilnahmequote gewünscht, angesichts der Schwierigkeit der Befragungsthemen (insb. zum Verhalten in ambivalenten Alltagssituationen), der ab-

schreckenden Wirkung von Fragen nach Einkommen und Lebensstandard (wer berichtet schon gerne über seine finanzielle Situation, zumal wenn sie schlecht ist) und der schwer zugänglichen Zielpopulation (unterer Einkommensbereich und Armutsgruppen) muß man jedoch mit dem erreichten Ergebnis zufrieden sein.

**Abbildung 1: Umfragerücklauf nach Kalenderwochen**



Abschließend wollen wir noch kurz über die Kosten der schriftlichen Umfrage informieren, um abzuschätzen, ob die gewählte Befragungsform wirklich sehr viel billiger war als eine mündliche (face-to-face) Befragung. Wir beschränken uns dabei auf die DM-Stichprobe und lassen Kosten für den Druck der Befragungsunterlagen inkl. Materialkosten (Papier, Adreßaufkleber, Umschläge) außer Acht, da diese bei allen Befragungen, ob mündlich oder schriftlich, gleichermaßen anfallen.

**Tabelle 2: Feldphase und Rücklaufquoten für die einzelnen Stichproben**

Region	Kommune/KKK <sup>1)</sup>	Versand <sup>2)</sup>	Brutto <sup>3)</sup>	Netto	Quote
West/Stadt	Braunschweig KKK 1-4	39	298	74	24,8%
	Braunschweig KKK 5	39	298	70	23,5%
	Karlsruhe KKK 1-4	39	298	66	22,1%
	Karlsruhe KKK 5	39	296	66	22,3%
West/Stadt	Insgesamt KKK 1-4	39	596	140	23,5%
	Insgesamt KKK 5	39	594	136	22,9%
	Insgesamt		1190	276	23,2%
West/Land	Diepholz KKK 1-4	39	296	63	21,3%
	Diepholz KKK 5	39	297	33	11,1%
	Insgesamt		593	96	16,2%
West	Insgesamt		1783	372	20,9%
Ost/Stadt	Magdeburg	39	587	121	20,6%
	Halle/Saale	39	599	165	27,5%
Ost/Stadt	Insgesamt		1186	286	24,1%
Ost/Land	Naumburg/Saale	39	580	126	21,7%
Ost	Insgesamt		1766	412	23,3%
<i>Sozialhilfe-Empfänger (SHE)</i>					
West/SHE	Bielefeld + Daun	26	121	85	70,2%
	Wiesbaden	47	81	51	63,0%
	Offenbach	42	14	10	71,4%
West/SHE	Insgesamt		216	146	67,6%
Ost/SHE	Schwerin	29	55	38	69,1%
	Dresden	34	65	38	58,5%
	Leipzig	36	125	71	56,8%
	Frankfurt/Oder	38	99	46	46,5%
	Wittenberg	42	145	78	53,8%
Ost/SHE	Insgesamt		489	271	55,4%

1) Kaufkraftklasse; 2) Kalenderwoche 1994; 3) Brutto bereinigt um (wenige) unzustellbare Sendungen.

Die Kosten für den Ankauf der Adressen bei der Direktmarketingfirma beliefen sich auf ca. 1600 DM (für eine zweimalige Nutzung der Adresse). Für den Versand der Befragungsunterlagen und der Erinnerungsschreiben waren ca. 2250 DM Porti notwendig (Versendung wei-

testgehend als Infopost). Für die insgesamt 372 zurückgesandten Fragebögen der DM-Stichprobe waren pro Fragebogen 5 DM Loskosten an die Deutsche Fernsehlotterie und ca. 4 DM Bearbeitungsgebühren an die Mailing-Firma zu überweisen. Legt man alle diese Kosten auf die 372 Fragebögen um, so hat ein verwertbarer Fragebogen der DM-Stichprobe ca. 19 DM gekostet. (Würde man auch noch die Kosten für die Fragebogenerstellung umlegen, ergäbe sich ein Preis von ca. 28 DM.) Die Kosten für den Ankauf der MA-Adressen betragen ca. 1300 DM, so daß sich hier bei gleichen sonstigen Kosten ein geringfügig niedrigerer Preis pro verwertbarem Fragebogen ergibt.

Auch hier ist der Vergleich mit einer mündlichen Befragung interessant: Als wir 1991 Angebote einschlägiger Umfrageinstitute für eine 45-60minütige Befragung mit den o.g. Themenschwerpunkten einholten, lag der Preis eines Interviews etwa zwischen 140 und 200 DM. Alle Angebote enthielten spezielle Auswahlverfahren zur Überrepräsentation des unteren Einkommensbereichs: Das erklärt die gegenüber üblichen Random-Route-Erhebungen leicht höheren Fallkosten. Dazu wollte Institut A auf eigene Erhebungen aus früheren Jahren zurückgreifen, und Institut B wollte dem eigentlichen Interview ein Auswahlinterview vorschalten. Diese zusätzlichen Kosten sind natürlich bei dem Preisvergleich zu berücksichtigen, genauso wie unsere Personalkosten, die in die Kostenkalkulation der schriftlichen Umfrage nicht eingehen. Von daher relativieren sich die Preisdifferenzen etwas mehr.

### **3.4 Direktmarketingadressen ergeben Haushaltsstichproben und überrepräsentieren Männer**

Es ist klar, daß die Überrepräsentation der untersten Kaufkraftklasse in der DM-Stichprobe immer dann kontrolliert werden muß, wenn man verallgemeinernde ("repräsentative") Aussagen mit den Daten machen möchte. Diese qua Stichprobendesign in den Daten angelegte Ungleichverteilung kann man durch eine entsprechende Umgewichtung (*Designgewichte*) ausgleichen. Die Frage ist, ob man auch einige der anderen Unterschiede zwischen den drei Stichproben durch Gewichtung ausgleichen kann und soll.

Wie oben bereits erwähnt, handelt es sich bei den MA-Adressen um eine Stichprobe auf Personenebene, während die beiden anderen Stichproben auf Haushaltsebene gezogen wurden. Bei einer Stichprobe auf Personenebene findet die Auswahl der Befragungspersonen direkt aus einer Liste dieser Personen statt. Bei der MA-Stichprobe handelt es sich also um eine einfache Zufallsauswahl von Personen zwischen 26 und 66 Jahren. Jede dieser Personen hat somit die gleiche Chance, in die Stichprobe zu gelangen. Anders bei der DM-Stichprobe: Macht man die Annahme, daß sich nur Personen über 18 Jahren durch unsere Befragung angesprochen fühlen, so sinkt die Wahrscheinlichkeit, in die Befragung zu gelangen, proportional zur Anzahl der Erwachsenen im Haushalt (für die SA-Stichprobe gilt das gleiche).

Für Analysen auf Personenebene ist deshalb ein Gewicht erforderlich, das die beiden Haushaltsstichproben so transformiert, daß die Verteilung der *Personen* auf unterschiedlich große Haushalte der Auswahlgesamtheit entspricht. Ein solches Gewicht nennt man deshalb *Transformationsgewicht*. Jede Person in der Stichprobe erhält zu diesem Zweck ein Gewicht, das proportional zur Zahl der Erwachsenen in "ihrem" Haushalt ist. Personen aus Haushalten mit nur einem Erwachsenen gehen deshalb mit einem geringeren Gewicht in die Auswertungen ein als Personen aus Haushalten mit mehreren Erwachsenen.

Wie in Tabelle 1 zu erkennen ist, hat sich an der ungleichen Geschlechterverteilung der DM-Stichprobe bei den zurückgesandten Fragebögen nichts wesentliches geändert. Die "Öffnung" der Befragung für die Partner im Begleitschreiben hat also nicht die gewünschte "Umverteilung" zugunsten der Frauen zur Folge gehabt. In Bezug auf die Variable "Geschlecht" unterscheidet sich also die DM-Stichprobe ganz wesentlich von den beiden anderen, was ihre Vergleichbarkeit bei Analysen personenbezogener Merkmale erheblich einschränkt, da das Geschlecht eine zentrale Bedingungs- und Moderatorvariable ist. Für Analysen haushaltsbezogener Merkmale (z.B. Haushaltseinkommen) dürfte dieser Effekt nicht ganz so verzerrend wirken, da haushaltsbezogene Variablen auch in anderen Befragungen (z.B. im SOEP) über den Haushaltsvorstand erfaßt werden. Gleichwohl liegt der Gedanke nahe, die schiefe Geschlechterverteilung in der DM-Stichprobe durch ein geeignetes Gewichtungsverfahren zu "korrigieren".

Solche Verfahren sind unter dem Namen *Redressment* bekannt und werden in der Fachliteratur teilweise sehr kontrovers diskutiert (vgl. z.B. Andreß/Popken 1992; Rothe/Wiedenbeck 1993). Alle diese Verfahren beruhen auf mehr oder weniger komplizierten Verfahren einer Soll/Ist-Gewichtung. Ohne diese Diskussion hier darstellen zu wollen, seien die beiden unserer Einschätzung nach wichtigsten Gegenargumente kurz genannt. Zum einen gehen solche Gewichtungsverfahren von der impliziten Annahme aus, daß die Befragungspersonen, deren Anteil in der Stichprobe "hochgewichtet" wird, quasi repräsentativ für alle Personen mit der gleichen Merkmalskombination sind. Wird also in der DM-Stichprobe der Anteil der Frauen durch Gewichtung erhöht, so betrachtet man im Ergebnis die in der Stichprobe vertretenen Frauen als repräsentativ für die Grundgesamtheit aller Frauen. Diese Annahme ist jedoch häufig verletzt bzw. sie ist aufgrund fehlender Daten nicht überprüfbar. Bei der DM-Stichprobe ist diese Annahme mit hoher Wahrscheinlichkeit verletzt, denn man kann davon ausgehen, daß es sich bei den in Telefonbüchern ausgewiesenen Frauen vor allem um alleinlebende Personen bzw. um Personen mit spezifischen Eigenschaften handelt.

Das zweite Argument gegen Redressmentverfahren bezieht sich auf Unsicherheiten, die durch solche Verfahren in die Analyse eingebracht werden. Durch eine Anpassung der Stichprobe an externe Merkmale erhofft man sich, daß die mit der Gewichtung erzielten Schätzer

auch für die bei der Gewichtung nicht berücksichtigten Merkmale näher an den "wahren" Werten der Grundgesamtheit liegen als ohne Gewichtung. Auch wenn sich diese Annahme in der Forschungspraxis kaum je überprüfen läßt, da man die "wahren" Werte der Grundgesamtheit nicht kennt, kann man schon anhand einer einfachen Simulation zeigen (Andrefß/Popken 1992), daß unter bestimmten Voraussetzungen sogar Verschlechterungen der Schätzwerte möglich sind. Insbesondere dann, wenn der Teilnahmeprozess (oder wie in unserer Umfrage: der Auswahlprozess) mit der zu schätzenden Größe zusammenhängt, ist mit solchen Verzerrungen zu rechnen. Da das Ausmaß und die Richtung der Verzerrung gerade bei komplizierten Gewichtungen mit vielen externen Merkmalen nur sehr schlecht oder gar nicht abzuschätzen sind, handelt man sich also für den Vorteil *möglicher* Verbesserungen ein zusätzliches Potential an Unsicherheiten ein.

Wollte man in unserem Fall trotz dieser Argumente die sehr schiefe Geschlechterverteilung in der DM-Stichprobe mit einem Redressmentverfahren korrigieren, so würde man dazu eine einfache Soll/Ist-Gewichtung mit nur einem Anpassungsmerkmal verwenden. In der Gesamtbevölkerung der Bundesrepublik betrug 1992 der Anteil der Frauen 51,47 Prozent und der Anteil der Männer entsprechend 48,53 Prozent (Statistisches Bundesamt 1994: 66, eigene Berechnung). Diese Zahlen stellen das "Soll" der Gewichtung dar, während die tatsächliche Verteilung in der Stichprobe das "Ist" darstellt. Die entsprechenden Gewichte berechnen sich also für die DM-Stichprobe einfach als Quotient aus Soll und Ist: Wenn man die (design- und transformationsgewichteten) Werte für die gesamte DM-Stichprobe zugrundelegt, dann erhalten Frauen ein Gewicht von 1,72 (51,47/30,0) und Männer ein Gewicht von 0,69 (48,53/70,0). Aufgrund der großen Unterschiede wurde diese Gewichtung tatsächlich jedoch getrennt für die drei Kommunen und differenziert nach Kaufkraftklassen durchgeführt.

Um die Einflüsse der Design-, der Transformations- und der Redressmentgewichte auf praktische Datenanalysen zu veranschaulichen, soll abschließend der Einfluß verschiedener Variablen auf das Haushaltsnettoeinkommen im Rahmen eines multiplen Regressionsmodells mit Dummy-Variablen untersucht werden. Als Datengrundlage verwenden wir nur die MA- und die DM-Stichprobe. Die Hypothese, die beispielhaft getestet werden soll, läßt sich wie folgt in Worte fassen: Das Nettoeinkommen eines Haushaltes (HHEINK) steigt mit der Haushaltsgröße und dem Alter der Befragungsperson (ALTER). Gleichzeitig liegt es bei männlichen Befragungspersonen (MANN=1) höher als bei weiblichen (MANN=0) und im Osten (OST=1) niedriger als im Westen (OST=0). Formal ergibt sich aus diesen Überlegungen folgende Regressionsgleichung:

$$\text{HHEINK} = a + \beta_1 \text{HHGR} + \beta_2 \text{ALTER} + \beta_3 \text{MANN} + \beta_4 \text{OST}$$

Es wurden drei Regressionsmodelle geschätzt, in denen nacheinander die verschiedenen Gewichte berücksichtigt wurden (zu den Einzelheiten der Berechnung der Gewichte vgl.

Lipsmeier 1995). Die Ergebnisse finden sich in Tabelle 3. Der Anteil erklärter Varianz beträgt in allen drei Modellen ca. 20 Prozent und alle Regressionskoeffizienten mit Ausnahme des Alterseffektes sind auf dem 1%-Niveau signifikant. Betrachtet man zunächst die Ergebnisse der ungewichteten Schätzung (Modell 1), so ist festzustellen, daß sich die oben formulierte Hypothese über den Zusammenhang der Variablen weitgehend bestätigt. Alle geschätzten Effekte weisen in die erwartete Richtung.

Ein Vergleich zwischen der ungewichteten Schätzung und der Schätzung mit Design- und Transformationsgewichten (Modell 2) zeigt die deutlichsten Unterschiede bei der Regressionskonstanten und bei dem Einfluß des Ost-Dummys: beide nehmen deutlich zu. Dieses dürfte im wesentlichen durch die mit der Designgewichtung erfolgte Korrektur der Überrepräsentation des unteren Einkommensbereiches in der DM-Stichprobe (West) zu erklären sein: Haushalte aus der niedrigen Kaufkraftklasse gehen mit einem geringeren Gewicht in die Auswertungen ein, was zur Folge hat, daß in dieser DM-Stichprobe das Durchschnittseinkommen steigt. Das erklärt sowohl die höhere Konstante als auch den größeren Unterschied zwischen Ost und West.

**Tabelle 3: Wirkung verschiedener Gewichtungsverfahren auf eine Einkommenschätzung**

Effekt	Modell 1	Modell 2	Modell 3
Konstante	1447,75	2185,75	1834,43
Haushaltsgröße	714,13	634,96	683,43
Alter	8,04	2,18	4,29
Mann	367,09	292,35	386,49
Ost	-405,83	-630,55	-547,82
R <sup>2</sup>	19,0%	17,3%	18,5%
N	755	755	580

Modell 1: ungewichtete Schätzung; Modell 2: Design- und Transformationsgewichte; Modell 3: Design-, Transformations- und Redressmentgewichte.

Wird zusätzlich noch das oben beschriebene Redressmentgewicht verwendet (Modell 3), so nehmen die geschätzte Konstante sowie der Ost/West-Effekt wieder ab und der Einfluß des Geschlechts nimmt zu. Durch das Redressment wird also der Einkommensunterschied zwischen Männern und Frauen stärker abgebildet. Wenn man sich weiterhin daran erinnert, daß dieses Gewicht nur in der DM-Stichprobe (West) verwendet wird, ist weder die Abnahme der

Konstanten, noch das Sinken des Ost/West-Effektes verwunderlich, da durch die Höhergewichtung einer Gruppe mit niedrigerem Einkommen in der West-Stichprobe das Durchschnittseinkommen sinken muß und somit auch die Ost/West-Unterschiede wieder geringer werden müssen.

### 3.5 Überrepräsentation des unteren Einkommensbereiches?

Abschließend verbleibt die Frage, ob die Überrepräsentation des unteren Einkommensbereiches gelungen ist. Das Netto-Haushaltseinkommen wurde in unserer Umfrage ähnlich wie im ALLBUS in klassifizierter Form abgefragt. Für die folgende Durchschnittsbetrachtung wurden jeweils die Klassenmitten zugrundegelegt. In Tabelle 4 wird für jede der drei Kommunen das arithmetische Mittel und der Median in der untersten und in den vier anderen Kaufkraftklassen ausgewiesen. Der Einkommensabstand beträgt in den beiden Städten ca. 1000 DM und in Diepholz 500-600 DM. Eine Selektion nach den Kaufkraftklassen des Adreßlieferanten liefert also deutlich unterschiedliche Netto-Haushaltseinkommen.

Allerdings ist das Haushaltseinkommen nicht immer ein geeigneter Indikator für die Wohlstandsposition der in dem Haushalt lebenden Personen, denn es vernachlässigt die Frage, wieviele Personen sich dieses Einkommen "teilen" müssen. Um Personen aus unterschiedlich großen Haushalte miteinander vergleichen zu können, betrachtet man in der Regel Pro-Kopf-Einkommen, wobei durch geeignete Gewichtung die ökonomischen Vorteile gemeinsamen Wirtschaftens (economies of scale) und die unterschiedlichen Einkommensbedarfe beispielsweise alter und junger Personen berücksichtigt werden. In der bundesdeutschen Armutsforschung ist eine Gewichtung mit den Regelsatzproportionen der Sozialhilfe üblich (vgl. Hauser et al. 1981). Betrachtet man die entsprechenden Durchschnittswerte in Tabelle 4, dann sind Unterschiede zwischen den Kaufkraftklassen nur noch in Braunschweig erkennbar, in Karlsruhe sind sie marginal und in Diepholz haben sie sich umgekehrt. Da bei der Definition von (relativen) Armutsgrenzen in der Regel die bedarfsgewichteten Pro-Kopf-Einkommen verwendet werden, führt die Selektion nach Kaufkraftklassen nur teilweise zu einer Überrepräsentation einkommensarmer Personen.

Die Erklärung für dieses Phänomen findet sich ebenfalls in Tabelle 4: In allen drei Kommunen finden sich in den Kaufkraftklassen 1-4 durchschnittlich größere Haushalte und ältere Personen. Letztere erzielen in der Regel ein höheres persönliches Einkommen, was die insgesamt höheren Haushaltseinkommen erklärt, jedoch werden die Pro-Kopf-Einkommen durch die größere Zahl zu "versorgender" Personen wieder nach unten korrigiert. Da die Kaufkraftklassen des Anbieters auf einer Klassifikation von Gebäuden und Wohngebieten beruhen, wäre zu prüfen, ob die Kaufkraftklassen nicht eher verschiedene Haushaltstypen selektieren als Personengruppen mit unterschiedlichen Armutsriskien. Umgekehrt wäre aber

auch zu fragen, ob die bedarfsgewichteten Pro-Kopf-Einkommen ein valider Einkommensindikator sind.

**Tabelle 4: Nettohaushaltseinkommen und bedarfsgewichtete Pro-Kopf-Einkommen in den einzelnen Teilstichproben**

Kommune	Karlsruhe		Braunschweig		Diepholz	
	1-4	5	1-4	5	1-4	5
<i>HH-Einkommen<sup>1)</sup></i>						
Durchschnitt	4908,71	3933,21	4144,29	3285,35	4284,47	3668,10
Std.abweichung	3171,30	1276,35	2206,31	1351,32	2932,99	742,00
Median	3750,00	2750,00	3750,00	2750,00	3750,00	3250,00
Quartilsabstand	3500,00	1900,00	2900,00	2250,00	1750,00	1900,00
N	63	65	71	67	60	31
<i>Pro-Kopf-Einkommen<sup>2)</sup></i>						
Durchschnitt	2094,00	2054,96	2012,01	1716,38	1794,78	1869,26
Std.abweichung	1221,18	557,08	952,56	701,64	1135,43	461,31
Median	2000,00	1833,33	2000,00	1630,44	1805,56	1805,56
Quartilsabstand	1111,11	1444,44	1180,56	1246,10	1011,34	1438,89
HH-Größe <sup>3)</sup>	2,73	2,28	2,59	2,31	3,01	2,7
Alter <sup>3)</sup>	45,37	40,41	46,04	42,53	49,08	50,19

1) Netto. 2) Bedarfsgewichtet gemäß Regelsatzproportionen der Sozialhilfe. 3) Durchschnitt. Ergebnisse design- und transformationsgewichtet.

#### 4. Fazit

Als kleines Fazit wollen wir die Vor- und Nachteile von Direktmarketingadressen aufgrund unserer Erfahrungen zusammenfassen. DM-Adressen erlauben eine einfache und schnelle Abwicklung schriftlicher Umfragen (insbesondere in Kooperation mit Mailing-Firmen). Dabei ergeben sich deutlich geringere Kosten als bei anderen Befragungsformen. Das Adreßmaterial kann aber auch für telefonische und mündliche Umfragen verwendet werden. Eine Selektion nach Kaufkraftklassen lieferte in unserem Fall eine Überrepräsentation niedriger Haushaltseinkommen. Die Frage, ob damit auch die gewünschte Überrepräsentation ein-

kommensarmer Personen verbunden ist, konnte aufgrund der weniger deutlichen Unterschiede bei den bedarfsgewichteten Pro-Kopf-Einkommen nicht eindeutig beantwortet werden. Ob eine Selektion nach anderen sozio-demographischen Merkmalen (z.B. nach dem Alter) ebenfalls zu einer Überrepräsentation der entsprechenden Gruppen führt, wurde im Rahmen dieser Untersuchung nicht geprüft.

Nachteilig ist sicherlich die nicht vollständige Ausschöpfung aller Haushaltsadressen einer Kommune durch das Telefonbuch. Je nach Kommune war die Abweichung zwischen der Anzahl der Haushalte und der Anzahl der Telefonadressen zum Teil erheblich. Welche sozio-demographischen Gruppen dabei ausgeschlossen werden, konnte nicht geprüft werden. Auch läßt sich nicht abschätzen, wieviele Adreßausfälle beim Adreßanbieter selbst anfallen (z.B. durch den Ausschluß von Geschäftsadressen oder den Ausschluß von Adressen wegen fehlender Zuordnung externer Daten). Auch zeigt das Adreßmaterial eine deutliche Überrepräsentation der Männer: Auf zwei Männer kommt weniger als eine Frau! Schließlich sei auch darauf hingewiesen, daß die Unterlagen der geprüften Direktmarketing-Firmen mehr den Charakter von Werbebroschüren haben, so daß eine unabhängige Prüfung der Angebote und Adreßbestände - zu der wir dringend raten - nach wissenschaftlichen Kriterien nicht immer leicht fällt. Viele wichtige Details konnten erst bei Vorliegen der Adressen und dann auch nur auf persönliche Nachfrage geklärt werden.

Eine abschließende Wertung der Vor- und Nachteile fällt angesichts fehlender Vergleichsdaten nicht ganz leicht. Der Männerbias ist aus unserer Sicht kein schwerwiegendes Problem, denn die Überrepräsentation bei den Telefonanmeldungen läßt sich durch geeignete Auswahlregeln in der Feldarbeit ausgleichen. Das ist besonders einfach bei Telefon- und mündlichen Umfragen. Im Rahmen unserer schriftlichen Umfrage wollten wir die Befragten damit nicht zusätzlich belasten, prinzipiell wären solche Auswahlregeln aber auch bei schriftlichen Umfragen möglich, jedoch sind sie dort kaum zu kontrollieren. Viel problematischer scheint uns die unklare Ausschöpfung der Grundgesamtheit aller Haushalte zu sein: Sie schränkt die Repräsentativität der Adreßdaten erheblich ein. Wenn stattdessen kleinräumige Regionaldaten (unabhängig von Adressen) für die Forschung zugänglich wären, könnte man die Selektion auch an Hand eigener Adressen (z.B. der Meldeämter) vornehmen, vorausgesetzt, die Adressen lassen sich den Raumeinheiten der Mikrodatenbasis zuordnen. Eine solche Datenbasis wird beispielsweise vom Institut für angewandte Sozialwissenschaft (Bonn-Bad Godesberg) u.a. auf Wahlkreisebene zur Verfügung gestellt (Infas o.J.). Die Nutzung dieses sogenannten Local-Systems von Infas ist jedoch wiederum eine Kostenfrage.

Kritisch muß natürlich auch gefragt werden, ob eine Überrepräsentation des unteren Einkommensbereiches nicht auch auf einfacheren Wegen und mit weniger Adreßausfällen erzielt werden kann. Mangels Vergleich können wir diese Frage nicht beantworten, es wäre jedoch

denkbar, daß man das gleiche Ergebnis auch mit den in Abschnitt 2 beschriebenen internen Anreicherungsverfahren erzielt hätte. Da dabei keine externen Daten notwendig sind, ergeben sich natürlich auch keine Ausfälle durch die Zusammenführung von Mikro- und Adreßdaten. Verwendet man jedoch solche regionalisierten Mikrodaten, dann wäre zu prüfen, ob vielleicht andere als die verwendeten Indikatoren die unteren Einkommensschichten und insbesondere Personen mit hohen Armutsrisiken besser selektiert hätten. Um diese Fragen zu beantworten, sind weitere Forschungen über den Zusammenhang zwischen sozio-demographischen Raumindikatoren und Armutsrisiken der Wohnbevölkerung notwendig.

### **Korrespondenzadresse**

*Prof. Dr. H.J. Andreß  
Universität Bielefeld  
Fakultät für Soziologie  
Postfach 100131  
33501 Bielefeld*

### **Anmerkungen**

\*) Die in diesem Beitrag beschriebenen Forschungen wurden von der Deutschen Forschungsgemeinschaft finanziert (AktENZEICHEN AN210/1-2).

1) Nach Erfahrungen mit empirischen Studien verschiedener Institute liegt die Telefondichte im Frühjahr 1995 in Ostdeutschland bei 50-60 Prozent (Anmerkung eines anonymen Gutachters).

### **Literatur**

Andreß, H.J., 1993: Zur Erreichbarkeit von Privathaushalten im unteren Einkommensbereich mit schriftlichen Befragungen. Eine Fallstudie in Bielefeld und Halle an der Saale. Bielefeld: Arbeitspapier Nr. 4 des DFG-Projektes "Versorgungsstrategien privater Haushalte im unteren Einkommensbereich".

Andreß, H.J./Lipsmeier, G./Salentin, K., 1995: Bevölkerungsumfragen im unteren Einkommensbereich: Erfahrungen mit Direktmarketingadressen. Bielefeld: Arbeitspapier Nr. 19 des DFG-Projektes "Versorgungsstrategien privater Haushalte im unteren Einkommensbereich".

Andreß, H.J./Popken, H. 1992: Bessere Ergebnisse durch Gewichtung? S. 221-242 in: H.J. Andreß et al. (Hrsg.), Theorie, Daten, Methoden: neuere Modelle und Verfahren in den Sozialwissenschaften - Theodor Harder zum sechzigsten Geburtstag. München: Oldenburg.

Hauser, R./Cremer-Schefer, H./Nouvertné, U., 1981: Armut, Niedrigeinkommen und Unter-versorgung in der Bundesrepublik Deutschland. Bestandsaufnahme und sozialpolitische Perspektiven. Frankfurt: Campus.

Hauser, R./Neumann, U., 1992: Armut in der Bundesrepublik Deutschland. Die sozialwissenschaftliche Thematisierung nach dem Zweiten Weltkrieg. S. 237-271 in: Leibfried, S./Voges, W. (Hrsg.), Armut im modernen Wohlfahrtsstaat. Sonderheft 32 der Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie.

Hill, M.S., 1992: The Panel Study of Income Dynamics - A user's guide. Newbury Park: Sage.

Institut für angewandte Sozialforschung (INFAS), o.J.: Mikrogeographische Analyse und Bearbeitung des Marktes. Eine Kurzdarstellung zu Konzept, Datenbasis, Methoden und Vorgehensweise. Bonn: unveröff. Manuskript.

Koch, A./Gabler, S./Braun, M., 1994: Konzeption und Durchführung der "Allgemeinen Bevölkerungsumfrage der Sozialwissenschaften" (ALLBUS) 1994. Mannheim: Arbeitsbericht 94/11 des Zentrums für Umfragen, Methoden und Analysen e.V.

Leibfried, S./Voges, W., 1992: Vom Ende einer Ausgrenzung? - Armut und Soziologie. S. 9-33 in: Leibfried, S./Voges, W. (Hrsg.), Armut im modernen Wohlfahrtsstaat. Sonderheft 32 der Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie.

Lipsmeier, G., 1995: Zur Gewichtung von Umfragedaten bei heterogenen Stichprobenplänen am Beispiel der Umfrage "Alltag in Deutschland". Bielefeld: Arbeitspapier Nr. 18 des DFG-Projektes "Versorgungsstrategien privater Haushalte im unteren Einkommensbereich".

Projektgruppe Panel, 1993: Das Sozio-Ökonomische Panel (SOEP) nach zehn Jahren. Vierteljahreshefte zur Wirtschaftsforschung 1-2.

Rothe, G./Wiedenbeck, M. 1993: Stichprobengewichtung: Ist Repräsentativität machbar? S. 46-61 in: Gabler, S./Hoffmeyer-Zlotnik, H.P./Krebs, D. (Hrsg.), Gewichtung in der Umfragepraxis. Opladen: Westdeutscher Verlag.

Salentin, K., 1994: Direktmarketingadressen für Umfragezwecke? ZUMA-Nachrichten 35: 54-65.

Townsend, P., 1979: Poverty in the United Kingdom. A survey of household resources and standards of living. Harmondsworth.

Statistisches Bundesamt 1994: Statistisches Jahrbuch 1994. Stuttgart: Kohlhammer.

Zentralarchiv (ZA) für empirische Sozialforschung an der Universität Köln, 1994: Allgemeine Bevölkerungsumfrage der Sozialwissenschaften - Codebuch ZA-Nr. 2400. Köln.