SSOAR

Open Access Repository
www.ssoar.info

Sind Sozialstrukturanalysen mit Umfragedaten möglich? Analysen zur Repräsentativität einer Sozialforschungsumfrage

Hartmann, Peter H.; Schimpl-Neimanns, Bernhard

Veröffentlichungsversion / Published Version
Zeitschriftenartikel / journal article

Empfohlene Zitierung / Suggested Citation:
Hartmann, P. H., & Schimpl-Neimanns, B. (1992). Sind Sozialstrukturanalysen mit Umfragedaten möglich? Analysen zur Repräsentativität einer Sozialforschungsumfrage. *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie*, *44*(2), 315-340. https://nbn-resolving.org/urn:nbn:de:0168-ssoar-49423

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

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

gesis
Leibniz-Institut
für Sozialwissenschaften

Mitglied der
Leibniz-Gemeinschaft

SIND SOZIALSTRUKTURANALYSEN MIT UMFRAGEDATEN MÖGLICH?*

Analysen zur Repräsentativität einer Sozialforschungsumfrage

Von Peter H. Hartmann und Bernhard Schimpl-Neimanns

I. Einleitung

Umfrageforschung wie amtliche Statistik verfolgen das Ziel, Eigenschaften der Bevölkerung und von Bevölkerungsteilen korrekt wiederzugeben. Während einer der Schwerpunkte der amtlichen Statistik in der Beschreibung „objektiver" Merkmale von Bevölkerungs- und Sozialstruktur liegt, zielt die sozialwissenschaftliche Umfrageforschung darüber hinaus vor allem auf subjektive Merkmale wie Einstellungen und auf Verhaltensweisen, die in der amtlichen Statistik nicht oder nur ansatzweise ausgewiesen werden. Auch Sozialforschungsumfragen enthalten einen Kanon von Variablen, der die Bevölkerung in ihren grundlegenden biologischen und demographischen Merkmalen wie Alter, Geschlecht und Familienstand einerseits und gemäß Merkmalen des Erwerbslebens wie Beruf, Stellung im Beruf und Einkommen andererseits beschreibt.

Diejenigen demographischen und sozialstrukturellen Merkmale, die sowohl in den Umfragedaten wie in der amtlichen Statistik vorhanden sind, können für den Vergleich der Ergebnisse der beiden Erhebungsformen verwendet werden. Weiterhin kann man, vorausgesetzt man hält die Ergebnisse der amtlichen Statistik für korrekt, auf Basis dieser Merkmale Randverteilungen der Umfragedaten an die amtliche Statistik anpassen („Redressment").

Über diese methodischen Anwendungen hinaus bietet es sich aber auch an, neben der amtlichen Statistik die demographischen und sozialstrukturellen Merkmale der Umfrageforschung für die *Beschreibung* und *Erklärung* grundlegender Merkmale von Bevölkerung und Sozialstruktur zu verwenden.

Die Gründe für eine solche Nutzung von Umfragen liegen insbesondere in der leichteren Zugänglichkeit von Umfragen und in deren rechentechnisch einfacheren Handhabung. Auch stehen oft selbst bei Sekundäranalysen in Umfragen mehr und detailliertere Merkmale zur Verfügung als sie die amtliche Statistik bieten kann. Neben der Beschreibung der Bevölkerungs- und Sozialstruktur interessiert den Sozialforscher besonders deren Erklärung. Probleme beim Datenzugang erschweren dabei aber den

* Die vorliegende Arbeit ist aus einem ZUMA-Grundlagenforschungsprojekt hervorgegangen, das ursprünglich von Prof. Dr. Walter Müller angeregt wurde. Wir danken Herrn RD Hans Joachim Heidenreich und Frau ORRn Hannelore Pöschl (Statistisches Bundesamt) für die Bereitstellung der Mikrozensusdaten und für methodische Hinweise zum Mikrozensus. Priv.-Doz. Dr. Siegfried Gabler gab wertvolle Ratschläge zum verwendeten statistischen Verfahren. Wichtige Hinweise zum Manuskript erhielten wir von Robert Kecskes, Dr. Rainer Schnell, Heike Wirth, Christof Wolf sowie von Achim Koch, der uns auch bei der Rekodierung der Allbus-Variablen unterstützte.

Rückgriff auf die Ergebnisse der amtlichen Statistik, denn die amtlichen Einzeldaten stehen den meisten Forschern aus Datenschutz- und auch aus finanziellen Gründen nur in Form veröffentlichter Tabellen zur Verfügung.[1] Weiterhin kann es sein, daß wichtige unabhängige Variablen für demographische und sozialstrukturelle Analysen nur von der Umfrageforschung, nicht jedoch von der amtlichen Statistik geliefert werden.

Da die Umfrageforschung im Gegensatz zur amtlichen Statistik nicht auf das Instrument der Auskunftspflicht zurückgreifen kann, kommt es hier aber zu einem wesentlich höheren Anteil an Nichtantworten. Zunächst beziehen sich die üblichen Bevölkerungsumfragen der Markt- und Meinungsforschung auf einen engeren Personenkreis als die Großzählungen der amtlichen Statistik. Ausländer, Kinder und Personen in Anstaltshaushalten werden in der Regel nicht befragt.[2] Darüber hinaus werden Personen, die für die Stichprobe ausgewählt wurden, nicht erreicht. Ein Teil der erreichten Personen antwortet gar nicht, sei es, weil sie nicht teilnehmen können (beispielsweise aufgrund bestimmter Behinderungen), oder weil sie nicht teilnehmen möchten (Teilnahmeverweigerungen). Andere nehmen zwar an der Umfrage teil, beantworten aber bestimmte, als kritisch empfundene Fragen nicht. Statistisch läßt sich bei einer freiwilligen Befragung nur auf die Grundgesamtheit der Erreichten, Befragungsfähigen und Befragungswilligen schließen.

Die Verwendung von Umfragedaten zur Beschreibung demographischer und sozialstruktureller Merkmale kann also zu Verzerrungen führen. Unterschiedliche Ausfallwahrscheinlichkeiten verschiedener gesellschaftlicher Gruppen führen zu Abweichungen in der Verteilung von Merkmalen, nach denen sich diese Gruppen unterscheiden. Wenn etwa Arbeiter häufiger nicht an Umfragen teilnehmen als Angestellte, wird die Verteilung des Merkmals Stellung im Beruf durch die Umfrageforschung verzerrt wiedergegeben.[3]

---

1 Nach dem bisher üblichen Verfahren der absoluten Anonymisierung gemäß § 16(1)4 Bundesstatistikgesetz (BStatG) gestaltete sich eine Weitergabe von Mikrodaten an die Wissenschaft sehr langwierig und teuer. Verfahren zur Weitergabe faktisch anonymisierter Daten gemäß § 16(1)6 BStatG wurden erst kürzlich beschlossen (Müller et al. 1991). Die Verfahren zur Auswertung amtlicher Mikrodaten auf dem Rechner des Statistischen Bundesamts mit dem Analysesystem STATIS-BUND sind wenig bekannt und setzen einen Rechneranschluß sowie Kenntnisse in der Steuersprache des Systems voraus.

2 Eine wichtige Ausnahme bildet hier allerdings das vom Deutschen Institut für Wirtschaftsforschung (DIW) durchgeführte Sozio-ökonomische Panel (SOEP), das auch Ausländer und Kinder einschließt.

3 Das Problem dieser Abweichungen ist altbekannt und für ganz unterschiedliche Umfragen nachgewiesen worden, so etwa für den Sozialwissenschaften-Bus des ZUMA (Pappi 1979), die Lebensverlaufsstudie des Max-Planck-Instituts für Bildungsforschung (Blossfeld 1987), den Allbus (Hartmann 1990) und auch das Sozio-ökonomische Panel (Helberger 1987).
Ein Problem der bisherigen Analysen zur Repräsentativität mittels Vergleichen von Umfrage und amtlicher Statistik liegt allerdings im Sachverhalt, daß diese Analysen zumeist von Forschern, die mit der betreffenden Umfrage inhaltlich arbeiteten, durchgeführt wurden. Der Vergleich der Umfragen mit den amtlichen Daten dient meist dem Zweck, die Nutzung des Umfragematerials für spezielle inhaltliche Untersuchungen zu legitimieren. So wurden oft Abweichungen bei einzelnen Variablen als unwesentlich dargestellt, ohne die Systematik zu beachten, daß bei den meisten Umfragen die Abweichungen bei denselben Merkmalen auftreten. Als es andererseits um die Repräsentativität des amtlichen Mikrozensus ging, wurden dieselben Abweichungen, die bei der Beurteilung der Qualität von Umfragen als gering galten, als wesentliches Argument gegen eine Freiwilligkeit der Erhebung herangezogen (Esser et al. 1989).

Auch der weitergehende Versuch, die Verteilung demographischer und sozialstruktureller Merkmale mittels Umfragematerial zu erklären, ist nicht unproblematisch. Werden diese Merkmale als Explanandum, also als abhängige Variablen betrachtet, so führen ausfallbedingte Verzerrungen bei diesen Merkmalen zu systematischen Fehlern bei den Koeffizienten multivariater Modelle. In dieser Hinsicht ist der Vergleich von Umfragedaten mit Ergebnissen der amtlichen Statistik nicht nur von methodischem Interesse. Der Vergleich kann zeigen, welche Verzerrungen bei Analysen mit Umfragedaten auftreten können. Wir konzentrieren uns dabei auf die Auswirkungen des sogenannten Mittelschichtbias.

Schichtspezifische Ausfälle wurden in früheren Untersuchungen vorwiegend univariat betrachtet. So konnte zwar im Rahmen der Diskussion um den sogenannten Mittelschichtbias festgestellt werden, daß Beamte und Angestellte einerseits und Personen mit hohem Bildungsabschluß andererseits in den realisierten Stichproben der Umfrageforschung überrepräsentiert sind. Nicht klären ließen sich bisher aber Bildungseffekte unter Kontrolle der Stellung im Beruf bzw. die Effekte der beruflichen Stellung unter Kontrolle der Bildung. Die Ursachen der Verteilungsabweichungen blieben damit im Dunkeln.

II. Abweichungen zwischen amtlicher Statistik und Umfrageforschung

Will man Verteilungsabweichungen zwischen amtlicher Statistik und Umfragedaten nachgehen, so bieten sich unterschiedliche Wege an. Abweichungen zwischen Erhebungen sind möglich, wenn sich diese auf unterschiedliche Zielpopulationen beziehen. Die Variablen sollten weiterhin in vergleichbaren Kategorien erhoben worden sein. Schließlich bilden Nichterreichbarkeit und Nichtkooperation mögliche Ursachen von Verteilungsabweichungen.

Die Grundgesamtheit der amtlichen Großzählungen wie Volkszählung und Mikrozensus umfaßt die gesamte Bevölkerung, die Grundgesamtheit von Sozialforschungsumfragen ist im allgemeinen die wahlberechtigte Bevölkerung in Privathaushaushalten. Üblicherweise nicht enthalten sind Ausländer, Personen in Anstaltshaushalten und Kinder. Damit die Bevölkerungskonzepte beider Datenquellen übereinstimmen, müssen vor einem Vergleich zwischen amtlichen und Umfrageergebnissen die Daten dieser Personen durch Verwendung geeigneter Filter aus den amtlichen Zählungen entfernt werden. Während die Kategorien von Umfrageforschung und amtlicher Statistik nicht immer vergleichbar sind, existiert doch mit der ZUMA-Standarddemographie ein Instrument zur Abfrage demographischer und sozialstruktureller Kategorien, dessen Vergleichbarkeit mit der amtlichen Statistik auf konzeptioneller Ebene bereits ausführlich geprüft wurde (Statistisches Bundesamt 1988).

Weiterhin können unterschiedliche Verfahren der Stichprobenziehung Ursachen von Verteilungsabweichungen sein. So basiert der amtliche Mikrozensus auf einer im Prinzip einstufigen Auswahl systematisch angeordneter Flächeneinheiten und kann als Haushaltsstichprobe sowohl auf Personen-, wie auch auf Haushaltsebene ausgewertet werden, da jedem Haushaltsmitglied ein Fall entspricht (Krug und Nourney 1987, S. 207).

Dagegen liegt allgemeinen Bevölkerungsumfragen meist das ADM-Design[4] zugrunde: eine dreistufige Auswahl von erstens Stimmbezirken, zweitens Haushalten im Stimmbezirk und drittens Personen im Haushalt. Da jeder Haushalt die gleiche Auswahlchance hat, haben Personen in kleinen Haushalten eine größere Auswahlchance als Personen in großen Haushalten. Für Auswertungen auf Personenebene ist deshalb aus stichprobentheoretischen Gründen eine Umgewichtung mit der sogenannten reduzierten Haushaltsgrösse, also eine Gewichtung mit der Zahl wahlberechtigter Personen im Haushalt, erforderlich. Abweichungen zwischen Umfragen und amtlicher Statistik sind weiterhin aufgrund von Nichterreichbarkeit und Nichtkooperation möglich.

Die Forschung über Verteilungsabweichungen ist bisher methodisch vor allem die folgenden Wege gegangen:[5]

1. Man hat mit Hilfe von Nachbefragungen bei Umfragedaten versucht, Eigenschaften der Gruppen der Nichtteilnehmer zu erforschen. In der Annahme, daß ein großer Teil dieser Personengruppe an den Pflichterhebungen der amtlichen Statistik teilnimmt, kann man so versuchen, die Abweichungen aus Ausfällen der Umfrageforschung zu erklären (Erbslöh und Koch 1988). Aus rechtlichen und praktischen Gründen gestaltet sich aber bei diesem Verfahren die Ermittlung von 'harten' Verweigerern schwierig. Das sind Personen, die unter Bezug auf eine fehlende Auskunftsverpflichtung die Teilnahme an einer Umfrage grundsätzlich ablehnen.

2. Durch systematische zusätzliche Erhebungen hat man versucht, die Größe derjenigen Gruppen zu bestimmen, die in der Umfrageforschung untererfaßt werden. So ermittelte Schnell (1991) die Größe einzelner Gruppen der Anstaltsbevölkerung, wie z.B. die Zahl der Behinderten in bestimmten Kategorien, die häufig schon aus physiologischen Gründen von der Teilnahme an Umfragen ausgeschlossen sind. Ein zentraler Nachteil dieses Verfahrens ist die Schwierigkeit, kombinierte Verteilungen zu berechnen.

3. Man hat Randverteilungen publizierter amtlicher Daten mit Randverteilungen aus der Umfrageforschung verglichen. Dabei ergaben sich jedoch Probleme hinsichtlich der Identität der Bevölkerungskonzepte und der Vergleichbarkeit der Merkmale (Wiedenbeck 1984; Helberger 1987). Diese Probleme konnten zu einem späteren Zeitpunkt durch die Verwendung von Sonderauswertungen amtlicher Einzeldaten, insbesondere aus dem Mikrozensus, überwunden werden (Blossfeld 1987; Hartmann 1990). Es wurde festgestellt, daß Personen in kleinen Haushalten und Personen in den unteren sozialen Schichten bei den Ergebnissen der Umfrageforschung gegenüber amtlichen Großzählungen unterrepräsentiert sind. Die Güte der Ergebnisse der amtlichen Großzählungen konnte durch den Vergleich mit weiteren Quellen (Hochschulstatistik, Beschäftigtenstatistik, Personalstandstatistik) sichergestellt werden (Hartmann 1990; Esser et al. 1989; Helberger 1987).

Die folgenden empirischen Analysen werden mit der Sozialforschungsumfrage Allbus durchgeführt.[6] Der Allbus wurde erstens ausgewählt, da seine Eigenschaften repräsentativ für eine Vielzahl anderer Umfragen nach dem ADM-Design sein dürften.

4 Dieses Design wurde als mehrstufige Random-Route Stichprobe von der Arbeitsgemeinschaft Deutscher Marktforschungsinstitute (ADM) entwickelt. Eine Alternative zum ADM-Design stellen Melderegisterstichproben dar, über deren Qualität in diesem Aufsatz nichts ausgesagt werden kann, vgl. zu diesen jedoch Alt (1991) und Alt, Bien und Krebs (1991).

5 Wir beschränken uns hier auf die Phänomene der Untererfassung („Undercoverage") und der Nichtteilnahme an der ganzen Erhebung („Unit Nonresponse"). Das Problem der Nichtbeantwortung einzelner Fragen („Item Nonresponse") wird von uns nicht untersucht.

6 Diese Mehrthemenumfrage wurde ab 1980 in zweijährige Abständen vom ZUMA (Mannheim) durchgeführt; sie wird vom Zentralarchiv für Empirische Sozialforschung (Köln) vertrieben und archiviert.

Zweitens steht er der sozialwissenschaftlichen Forschung über das Zentralarchiv frei zur Verfügung. Drittens werden die Ergebnisse unterschiedlicher Allbus-Erhebungen der Forschung in vergleichbarer und vergleichbar aufbereiteter Form zur Verfügung gestellt. Viertens ist die Beziehung der demographischen und sozioökonomischen Merkmale im Allbus zu denen der amtlichen Statistik theoretisch geklärt (Hoffmeyer-Zlotnik und Hartmann 1991). Fünftens wird beim Allbus die eigentliche Erhebungsarbeit im Wechsel von verschiedenen Meinungsforschungsinstituten geleistet, so daß etwaige Effekte der Praktiken einzelner Institute für uns kontrollierbar sind.[7]

Zum Vergleich mit den Umfragedaten wird der Mikrozensus herangezogen. Die Analyse anonymisierter Einzeldaten des Mikrozensus mit dem Statistischen Informationssystem des Bundes (STATIS-BUND, vgl. Kühn, Pfrommer und Schrey 1984) ermöglichte uns die exakte Abgrenzung der Allbus-Zielpopulation und eine dem Allbus weitgehend äquivalente Operationalisierung der Variablen des Mikrozensus. Seit die Erhebung des Mikrozensus wegen der Volkszählungsdiskussion in den Jahren 1983 und 1984 ausgesetzt wurde, liegen die im Abstand von zwei Jahren erhobenen Bildungsmerkmale für den Mikrozensus nur für die ungeraden Jahre ab einschließlich 1985 vor. Da der Allbus nur in geraden Jahren erhoben wurde, folgt daraus, daß beide Umfragen nur mit einer Verschiebung von einem Jahr verglichen werden können. Diese Zeitverschiebung scheint wenig problematisch zu sein, weil sich Strukturmerkmale in der Regel nur langsam ändern.

III. Zahl der Haushalte und Haushaltsgröße

Aus unterschiedlichen Gründen ist zu erwarten, daß die Ergebnisse von Sozialforschungsumfragen gegenüber amtlichen Zählungen beim Merkmal Haushaltsgröße abweichen.

Die Stichprobe des Allbus bezieht sich, wie bereits erwähnt – in ungewichteter Form – nur auf Privathaushalte, in denen Deutsche im Alter von 18 Jahren und mehr leben, nicht jedoch auf Personen in diesen Haushalten. Um aus dem Allbus personenrepräsentative Ergebnisse (für deutsche Personen über 18 Jahren in Privathaushalten) zu erhalten, muß jeder Haushalt mit der Zahl der wahlberechtigten Deutschen im Haushalt gewichtet werden. Dieses Merkmal bezeichnet man auch als reduzierte Haushaltsgröße.[8] Die Umgewichtung kann aber nur dann korrekte Ergebnisse liefern, wenn die reduzierte Haushaltsgröße nicht selbst verzerrt ist. Aus drei Gründen ist aber mit Verzerrungen gerade bei dieser Variable zu rechnen:

Erstens basiert das ADM-Design auf einer Stichprobe von Wahlbezirken. Für diese ist zwar die aktuelle Zahl der Wahlberechtigten bekannt, nicht jedoch die Zahl der Privathaushalte mit deutscher Bezugsperson. Deren Zahl muß aus anderen Datenquellen (insbesondere aus Ergebnissen von Volkszählung und Bevölkerungsfortschreibung) geschätzt werden (Kirschner 1984,

7 Die von uns berichteten Ergebnisse basieren auf den Erhebungen der Jahre 1986, 1988 und 1990, die von den Instituten Infratest (1986), GFM-Getas (1988) und Infas (1990) durchgeführt wurden.

8 Wenn im folgenden in Text und Tabellen von Gewichtung gesprochen wird, dann ist damit die Umgewichtung mit der reduzierten Haushaltsgröße gemeint, und nicht die Anpassung an Randverteilungen der amtlichen Statistik („redressment").

S. 122; Hanefeld 1987, S. 148). Dabei wird die Zahl der entsprechenden Haushalte in Stimmbezirken überschätzt, wo im Verhältnis zur Zahl der Haushalte besonders viele Wahlberechtigte leben. Diese Bezirke werden deshalb innerhalb einer Gemeinde mit überhöhter Chance gezogen (Wasmer, Koch und Wiedenbeck 1991, S. 40). Es ist also aus diesem stichprobentheoretischen Grund für das ADM-Design mit einer Überrepräsentierung von Haushalten aus Stimmbezirken zu rechnen, in denen die durchschnittliche Zahl der wahlberechtigten Deutschen pro Haushalt eher groß ist.[9] Nun sind aber zweitens größere Haushalte für die Interviewer leichter erreichbar als kleinere Haushalte. In größeren Haushalten wird häufiger ein Haushaltsmitglied anwesend sein als in kleineren. Dies ist bereits seit Hilgard und Payne (1944) bekannt und gilt insbesondere für Haushalte mit Kindern und innerhalb dieser Gruppe wiederum besonders für traditionelle Familienhaushalte, in denen die Frau die Kinder zuhause betreut.[10] Drittens beruht die „reduzierte Haushaltsgröße" (Wahlbevölkerung im Haushalt) auf Angaben des Befragten über die Haushaltsmitglieder. So kann es zu Meßfehlern kommen, die unabhängig von den Problemen der Stichprobe und der Erreichbarkeit sind.

Tabelle 1 zeigt die Verteilung der Zahl wahlberechtigter Deutscher pro Haushalt für Privathaushalte mit deutscher Bezugsperson gemäß Allbus und Mikrozensus. Die linke Seite der Tabelle gibt an, wie hoch der Anteil der jeweiligen Haushalte an der Gesamtzahl der Privathaushalte mit wahlberechtigter Bezugsperson ist, die rechte Seite gibt den Anteil aller wahlberechtigten Personen an, die Privathaushalten der jeweiligen Größe angehören. Zur Ermittlung des letzgenannten Anteils wurde beim Allbus mit der Zahl der wahlberechtigten Personen im Haushalt gewichtet.

Wie *Tabelle 1* zeigt, enthält die Sozialforschungsumfrage Allbus wesentlich mehr große Haushalte als der Mikrozensus. Dagegegen fehlen in der Sozialforschungsumfrage besonders Einpersonenhaushalte. Die Verzerrung ist überraschend stark. Der Anteil der Haushalte mit nur einer wahlberechtigten Person wird von der Bevölkerungsumfrage um 26 bis 31 Prozent unterschätzt, wobei die Unterschätzung von 1985/86: 31 Prozent über 1987/88: 28 Prozent auf 1989/90: 26 Prozent abnimmt.[11] Auf der Personenebene bietet sich ein ähnliches Bild.

Aussagen über Merkmale der Haushaltsgröße, die mit Hilfe von Umfragen nach dem ADM-Stichprobenplan gewonnen werden, sind also problematisch. Die Überrepräsentierung großer Haushalte hat aber nicht nur die Konsequenz, daß die Beschreibung der Haushaltsgröße mit Umfragedaten zum Problem wird. Da das Merkmal reduzierte Haushaltsgröße als zentrale Basis für Hochrechnungen benötigt wird, um die Daten auf Personenebene zu gewichten, sind Verzerrungen von Analysen auf Personenebene zu erwarten.

Eine Umgewichtung mit dem Merkmal reduzierte Haushaltsgröße wirkt sich nur

9 Daneben gibt es auch eine Überschätzung der Zahl der Haushalte für Stimmbezirke aus Gemeinden mit überdurchschnittlich hohem Ausländeranteil. Auch diese Bezirke werden überproportional oft in die Stichprobe aufgenommen. Es ist also auch mit einer Überrepräsentierung von Haushalten aus Gemeinden mit hohem Ausländeranteil zu rechnen.

10 Ein besonders krasses Beispiel für die Auswirkung der höheren Erreichbarkeit von Haushalten mit Kindern berichten Thomsen und Siring (1983, S. 37): Bei einer norwegischen Studie zur Fertilität nahm die mittlere Kinderzahl pro Frau mit jedem weiteren Versuch, den Haushalt zu erreichen, monoton ab.

11 Ein – auch der Größenordnung nach ähliches Resultat: massive Unterschätzung der Zahl der Ein-Personen-Haushalte – zeigt sich auch für das Sozio-ökonomische Panel (Bedau 1988, S. 65), das allerdings, da dort Daten über alle Personen im Haushalt erhoben werden, für personenrepäsentative Aussagen also nicht mit der Zahl der wahlberechtigten Personen gewichtet werden muß.

Tabelle 1: Randverteilungen beim Merkmal Haushaltsgröße: Anteile der Deutschen im Alter von 18 und mehr Jahren im Haushalt (in Prozent)*

		Haushalte			Personen		
Deutsche 18 u.älter	Allbus / Mikrozensus	1986 / 1985	1988 / 1987	1990 / 1989	1986 / 1985	1988 / 1987	1990 / 1989
1	Allbus	26,1	27,8	29,2	12,7	13,7	14,9
	Mikrozensus	37,6	38,6	39,4	20,2	20,9	21,7
2	Allbus	51,8	51,6	52,5	50,3	51,0	53,4
	Mikrozensus	46,2	44,9	45,2	50,0	48,7	49,6
3	Allbus	14,7	13,1	12,3	21,5	19,4	18,8
	Mikrozensus	11,1	11,2	10,8	18,0	18,2	17,8
4	Allbus	5,5	5,6	4,9	10,6	11,1	10,0
	Mikrozensus	3,9	4,0	3,7	8,5	8,8	8,1
≥ 5	Allbus	1,9	1,9	1,0	4,9	4,8	2,9
	Mikrozensus	1,2	1,2	1,0	3,4	3,5	2,9

* Der Allbus enthielt 1986 3095, 1988 3052 und 1990 3051 Haushalte, in denen jeweils genau eine Person befragt wurde. Im Mikrozensus waren bei vergleichbarer Abgrenzung 1985 249,7 Tsd., 1987 255,2 Tsd. und 1989 262,9 Tsd. Haushalte enthalten, in denen 462,3 Tsd., 470,1 Tsd. bzw. 476,2 Tsd. wahlberechtigte Personen lebten. Diese Fallzahlen gelten auch für die folgenden Tabellen.

stark auf Randverteilungen von Variablen aus, die mit diesem Merkmal korreliert sind. Beispiele für solche Merkmale sind das Alter, das Geschlecht und der Familienstand.

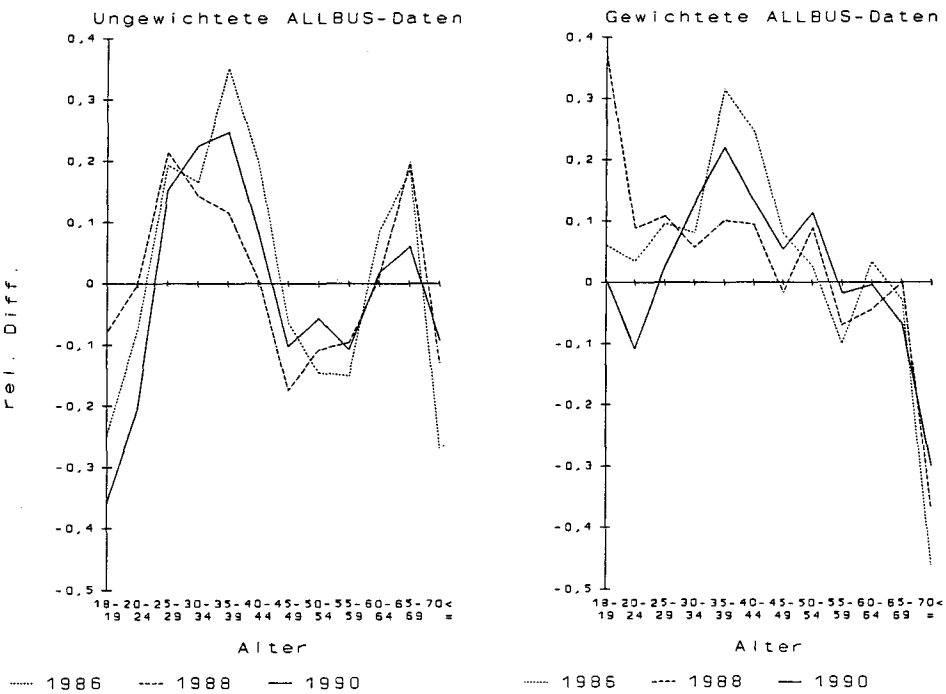
Besonders alte Menschen wohnen oft in Einpersonenhaushalten. Frauen wohnen häufiger in Einpersonenhaushalten als Männer. Weiterhin wohnen ledige, verwitwete und geschiedene Personen im Vergleich zu Verheirateten eher in Haushalten mit nur einer wahlberechtigten Person. Ungewichtete und personenrepräsentativ gewichtete Anteile für verschiedene Alters- und Familienstandskategorien sollten sich also bei der Sozialforschungsumfrage deutlich unterscheiden.

Betrachten wir nun die Altersverteilung der Bevölkerung gemäß Allbus und Mikrozensus. *Abbildung 1* zeigt Abweichungen des Bevölkerungsanteils in verschiedenen Altersgruppen beim Allbus vom Erwartungswert. Eine Abweichung etwa von 0,4 nach oben bedeutet, daß der Anteil von Personen in der jeweiligen Alterskategorie im Allbus um 40 Prozent über dem Erwartungswert liegt. Der Erwartungswert wird unter der Annahme berechnet, daß die Variable Alter bei Allbus und Mikrozensus gleich verteilt ist. In einer Alterskategorie, in der 10 Prozent der Deutschen über 18 Jahren zu erwarten wären, befänden sich dann beim Allbus 14 Prozent.

Während die linke Seite von *Abbildung 1* die Ergebnisse für den ungewichteten Allbus zeigt, werden auf der rechten Seite die Ergebnisse für die personenrepräsentativ gewichteten Daten wiedergegeben.[12]

12 Technisch gesprochen: Es werden die relativen Differenzen zwischen erwarteten und beim Allbus beobachteten Prozentwerten berichtet (Arminger 1990, S. 168, Formel 8). Die relative Unter- oder Übererfassung des Allbus bezieht sich auf die Differenz zwischen der beobachteten und der geschätzten Verteilung im Allbus relativ zum Erwartungswert gemäß Allbus *und* Mikrozensus.

Abbildung 1: Relative Differenzen beim Merkmal 'Alter'



Betrachtet man die ungewichteten Daten, so gibt es bei allen drei Allbus-Erhebungen deutliche Unterschätzungen bei den ganz jungen und den ganz alten Personen. Gewichtet man nun, wie vom Stichprobenplan gefordert, die Daten des Allbus mit der reduzierten Haushaltsgröße, dann fällt zwar die Unterschätzung bei den ganz jungen Personen weg, die Unterschätzung bei den Älteren verstärkt sich aber noch. So unterschätzt der Allbus 86 dann den Anteil der über 70jährigen Personen gegenüber dem Erwartungswert um nahezu 46 Prozent, während die Unterschätzung ungewichtet nur 27 Prozent betrug.[13]

Weiterhin betrachten wir nun in den *Tabellen* 2 und 3 die Verteilung der Merkmale Geschlecht und Familienstand anhand der Umfrage Allbus und anhand des Mikrozensus. Ungewichtet stimmen die Daten des Allbus hier recht gut mit denen des Mikrozensus überein. Gewichtet man jedoch – wie es der Stichprobenplan fordert –

Die Fallzahlen bei Allbus und Mikrozensus sind stark unterschiedlich. Aufgrund der hohen Fallzahl beim Mikrozensus und der geringen beim Allbus wird der Erwartungswert nahezu vollständig vom Mikrozensus determiniert. Abweichungen vom Erwartungswert entprechen deshalb bei uns näherungsweise Abweichungen vom Mikrozensus.

13 Die Unterschätzung hoher Altersgruppen in der Sozialforschung ist übrigens nicht „zu einem großen Teil durch den Ausschluß der Anstaltsbevölkerung aus den Stichproben des ADM-Designs erklärbar" (Schnell 1991, S. 108), wie durch eine Gegenüberstellung von Mikrozensus-Ergebnissen sowohl mit als auch ohne Berücksichtigung der Anstaltsbevölkerung festgestellt werden konnte.

Tabelle 2: Randverteilungen beim Merkmal Geschlecht (in Prozent)

Geschlecht	Allbus Mikrozensus	1986 1985	1988 1987	1990 1989
männlich	Allbus	46,7	44,4	48,4
	Allbus (gewichtet)	49,2	46,5	50,6
	Mikrozensus	46,5	46,9	47,1
weiblich	Allbus	53,3	55,6	51,6
	Allbus (gewichtet)	50,8	53,3	49,4
	Mikrozensus	53,5	53,1	52,9

Tabelle 3: Randverteilungen beim Merkmal Familienstand (in Prozent)

Familienstand	Allbus Mikrozensus	1986 1985	1988 1987	1990 1989
ledig	Allbus	21,5	25,5	24,5
	Allbus (gewichtet)	21,1	25,1	22,8
	Mikrozensus	23,0	24,6	24,9
verheiratet	Allbus	61,5	57,7	58,2
	Allbus (gewichtet)	68,4	64,8	66,5
	Mikrozensus	61,4	59,9	59,7
verwitwet	Allbus	11,4	12,2	11,8
	Allbus (gewichtet)	6,9	7,1	7,0
	Mikrozensus	11,5	11,1	10,9
geschieden	Allbus	5,6	4,6	5,5
	Allbus (gewichtet)	3,6	2,9	3,7
	Mikrozensus	4,2	4,3	4,5

mit der reduzierten Haushaltsgröße, dann zeigt sich eine deutliche Verschlechterung: Insbesondere die Zahl der Männer und die der Verheirateten wird nun über-, die der Verwitweten und Geschiedenen dagegen deutlich unterschätzt.

Um die Effekte der Gewichtung mit dem Merkmal reduzierte Haushaltsgröße zu verstehen, ist eine Betrachtung der kombinierten Verteilungen von Alter, Geschlecht oder Familienstand und der reduzierten Haushaltsgröße hilfreich. So lebten gemäß Mikrozensus (Allbus) im Jahr 1989 (1990) 33,9 (31,8) Prozent der 18-19jährigen Deutschen in Haushalten mit 4 oder mehr wahlberechtigten Personen und nur 5,2 (6,3) Prozent in Haushalten mit lediglich einer wahlberechtigten Person. In der Kategorie 70 Jahre und älter dagegen lebten nur 3,8 (1,1) Prozent in Haushalten mit 4 oder mehr Personen gegenüber 48,0 (53,5) Prozent in Haushalten mit nur einem wahlberechtigten Deutschen.

Beide Gruppen: die der 18-19jährigen und die der Personen im Alter von 70 und mehr, sind univariat bei ungewichteter Betrachtung im Allbus unterproportional vertreten (vgl. *Abbildung 1)*. Gewichtet man nun mit der reduzierten Haushaltsgröße, dann zeigt sich eine Verringerung der Abweichung bei den Jungen, weil diese oft in großen Haushalten (sprich: noch bei den Eltern) leben. Bei den Älteren dagegen zeigt sich eine Verschlechterung, weil diese ohnehin für Umfragen schwer zugängliche Gruppe vorwiegend in kleinen Haushalten lebt und durch die Gewichtung noch stärker unterschätzt wird. Ähnlich wie bei den Personen in der obersten Altersgruppe stellt sich das Problem bei den Frauen, von denen nach den Ergebnissen des Mikrozensus 1989 (Allbus 1990) 27,0 (33,9) Prozent in Haushalten mit nur einer wahlberechtigten Person lebten gegenüber 15,7 (24,3) Prozent bei den Männern.

Der Anteil einer schwer erreichbaren oder zu befragenden Personengruppe wird durch die „korrekte" Gewichtung unterschätzt, wenn Personen aus dieser Gruppe vorwiegend in kleinen Haushalten leben. Gewichtet man dagegen nicht mit der reduzierten Haushaltsgröße (was gemäß Stichprobenplan falsch ist), dann wird der Anteil dieser Gruppe korrekter geschätzt. Zwei Fehler, die sich aus theoretisch falscher Berücksichtigung des Stichprobenplans einerseits und aus Problemen der Erreichbarkeit und Teilnahmebereitschaft andererseits ergeben, wirken sich in entgegengesetzter Richtung aus und führen zu einer besseren Anpassung an den Mikrozensus. Eine Umgewichtung mit der reduzierten Haushaltsgröße führt also keineswegs immer zu der gewünschten Verbesserung der Ergebnisse. Sie kann deshalb nicht generell empfohlen werden.

Die Probleme mit der Haushaltsgröße führen zu einem kaum auflösbaren Dilemma für demographische Analysen mit Umfragedaten bei Merkmalen, die mit der Haushaltsgröße korreliert sind. Konkret kann es durch die Verzerrungen beim Merkmal Haushaltsgröße zu Fehleinschätzungen bei demographischen Merkmalen wie der Stabilität von Familien kommen, etwa durch eine Überschätzung der Zahl der Ehepaare relativ zur Zahl der Alleinlebenden. Das Ausmaß der sogenannten Individualisierung, die mit der Zunahme des Anteils kleiner Haushalte einhergeht, würde durch Umfragedaten - die hier gemäß Stichprobenplan ungewichtet zu verarbeiten wären - unterschätzt.[14]

In diesem Artikel werden die weiteren Analysen zur Sozialstruktur sowohl anhand gewichteter als auch anhand ungewichteter Daten vorgenommen. Im Gegensatz zu demographischen Merkmalen wie Alter, Familienstand und Geschlecht sind Sozialstrukturmerkmale wie Bildung und Stellung im Beruf nur schwach mit der Haushaltsgröße korreliert. Es ist also zu vermuten, daß sich Randverteilungen personenrepräsentativ gewichteter und ungewichteter Daten bei diesen Merkmalen nur geringfügig unterscheiden.[15]

IV. Das Problem der unteren Schichten: der sogenannte Mittelschichtbias

Durchgängig findet sich in der Literatur die Hypothese schichtspezifischer Ausfälle.[16] Für die Bundesrepublik Deutschland wird seit Anfang der 50er Jahre immer wieder behauptet, es gebe einen Mittelschichtbias.[17] Demnach sind die oberen und die unteren sozialen Schichten in der Umfrageforschung unterrepräsentiert.[18]

Die Untersuchungen der letzten Jahre lieferten vor allem Indizien für einen Ausfall der unteren sozialen Schichten,[19] während die oberen Schichten im weiteren Sinne,

14 Dies gilt für die Betrachtung im Querschnitt. Gegeben konstante Verzerrungen, kann die Abbildung von Trends durchaus korrekt sein.

15 Vergleiche dazu insbesondere Rothe (1990, Tabelle 1).

16 Mit dem Schichtungsmerkmal Bildung korrelierte Ausfälle wurden in den USA bereits nachgewiesen von Gaudet und Wilson (1940) und Robins (1963), Korrelationen des Ausfallrisikos mit dem Einkommen von Hawkins (1975) und DeMaio (1980).

17 So sprechen etwa Esser et al. (1989, S. 133) vom „Mittelschichtsbias", Wiedenbeck (1984) vom „Mittelstandsbias" und Scheuch (1952/53) vom „middle class bias" der deutschen Umfrageforschung.

18 Ein expliziter Bezug auf die oberen Schichten findet sich vor allem bei Scheuch (1952/53, S. 236).

19 Solche Indizien fanden sich trotz jeweils beruhigender Interpretation der um den Ruf ihrer

Tabelle 4: Randverteilungen beim Merkmal Stellung im Beruf (in Prozent)

Stellung im Beruf	Allbus Mikrozensus	1986 1985	1988 1987	1990 1989
Selbständige	Allbus	5,5	5,2	5,9
	Allbus (gewichtet)	6,3	5,8	6,3
	Mikrozensus	6,1	5,9	5,8
Beamte	Allbus	6,2	4,8	5,7
	Allbus (gewichtet)	6,3	5,1	6,0
	Mikrozensus	4,6	4,7	4,8
Angestellte	Allbus	22,0	21,6	24,4
	Allbus (gewichtet)	22,2	21,9	24,4
	Mikrozensus	21,3	22,1	23,0
Arbeiter	Allbus	14,4	12,8	12,7
	Allbus (gewichtet)	15,3	13,8	14,0
	Mikrozensus	18,4	18,3	18,3
Nicherwerbstätige	Allbus	51,8	55,6	51,4
	Allbus (gewichtet)	49,9	53,5	49,4
	Mikrozensus	49,6	49,0	48,2

also etwa alle Personen mit höherer Bildung oder gehobener Stellung im Beruf, in der Umfrageforschung heutzutage offensichtlich nicht unterrepräsentiert sind. Dem Ausfall der Oberschicht im engeren Sinne läßt sich dagegen mit den meisten Umfragedaten nicht nachgehen, da die erwartete Fallzahl für diese Personengruppe zu gering ist. Als Ursache für den überproportionalen Ausfall der unteren Schichten werden meist Aspekte einer höheren kulturellen Distanz der unteren Schichten von der Welt der Umfrageforscher genannt (Esser 1975, S. 185ff.). Ähnliche schichtspezifische Sozialisation, ähnliche Schulbildung und ähnliche Struktur der Arbeitswelt von Forscher und Befragtem erleichtern dem Befragten die Definition der Interviewsituation und das Beantworten der Fragebögen, während Unterschiede die Antwortwahrscheinlichkeit reduzieren.[20]

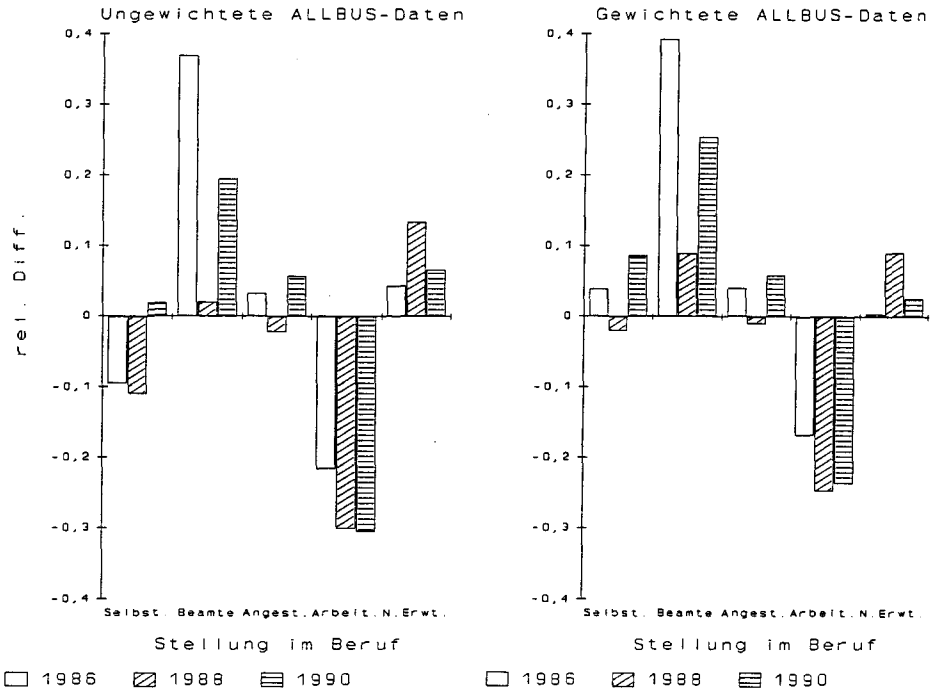
Tabelle 4 zeigt die Verteilung des Merkmals Stellung im Beruf.[21] Es ergibt sich eine Überschätzung des Anteils der Beamten und eine deutliche Unterschätzung bei den Arbeitern. Weiterhin zeigt sich eine Überschätzung des Anteils der Nichterwerbstäti-

Stichprobe besorgten Autoren sowohl beim Sozio-Ökonomischen Panel (Merkmal: Stellung im Beruf, Rendtel 1987, S. 291) als auch bei der Lebensverlaufsstudie des Max-Planck-Instituts für Bildungsforschung in Berlin (Merkmal: Bildungsabschluß, Blossfeld 1987, S. 139) und beim Familienpanel des Deutschen Instituts für Jugendforschung (Merkmal: Bildungsabschluß, Alt 1991, S. 510).

20 Ähnlich argumentiert Bourdieu (1989, S. 638), der postuliert, die Fähigkeit, Fragen zu beantworten, sei abhängig von „gesellschaftlicher Stellung, Bildungskapital und sozialer Herkunft".

21 Alle Personen, die keiner hauptberuflichen Erwerbstätigkeit nachgehen, werden in der Restkategorie der Nichterwerbstätigen zusammengefaßt. Da der Allbus das Merkmal Stellung im Beruf nur für hauptberuflich erwerbstätige Personen erhebt (Arbeitslose, Schüler und erwerbstätige Rentner sind qua Definition „nebenher erwerbstätig" (Pappi 1979, S. 17-18)), muß diese Gruppe auch im Mikrozensus abgegrenzt werden. Die von uns verwendete Abgrenzung geschieht anhand des Merkmals normalerweise geleistete Arbeitszeit (mindestens 11 Stunden).

Abbildung 2: Relative Differenzen beim Merkmal Stellung im Beruf



gen. *Abbildung 2* zeigt, daß die Struktur der Abweichungen (relative Über- bzw. Unterschätzung der Anteile durch den Allbus im Vergleich zum Mikrozensus) wiederum für alle drei Allbus-Erhebungen gleich ist. Sie bleibt auch nach der personenrepräsentativen Gewichtung (rechte Seite der Abbildung) erhalten.

Der nach dem Merkmal Stellung im Beruf selektive Ausfall in der Umfrageforschung kann sich in Form von Verzerrungen auswirken etwa bei Untersuchungen zur sozialen Mobilität oder bei der Konstruktion von Statusskalen.

Auch bei der Verteilung des Merkmals Bildung sind konsistente Abweichungen zwischen Sozialforschung und amtlicher Statistik gegeben. Da die Merkmale allgemeinbildender Schulabschluß und beruflicher Ausbildungsabschluß in beiden Datenquellen getrennt erhoben werden, wurde ein Merkmal Bildungsabschluß als kombinierte Verteilung der beiden Merkmale definiert. Das Merkmal hat ordinales Skalenniveau: Die Höhe des Bildungsabschlusses steigt monoton von der Kategorie der Hauptschule ohne Lehre bis zur Kategorie Universität/Fachhochschule.[22]

22 Beim Vergleich der Verteilung der Bildungsabschlüsse gibt es zwei Probleme: Da der Mikrozensus keine explizite Kategorie für Personen ohne Hauptschulabschluß enthält, kann dieser Anteil mit dem Mikrozensus nicht geschätzt werden. Schätzungen der Größe dieser Personengruppe über den Allbus sind dagegen gerade wegen der Hypothese vom überproportionalen Ausfall der unteren Schichten problematisch. Unsere Kategorie Hauptschule ohne Lehre ist eine Restkategorie, die auch die Personen ohne Hauptschulabschluß enthält.

Tabelle 5: Randverteilungen beim Merkmal Bildungsabschluß (in Prozent)

Höchster Bildungsabschluß	Allbus Mikrozensus	1986 1985	1988 1987	1990 1989
Hauptschule ohne Lehre	Allbus	19,6	19,9	13,8
	Allbus (gewichtet)	18,8	19,4	13,7
	Mikrozensus	31,0	29,2	26,1
Hauptschule mit Lehre	Allbus	37,8	37,3	37,6
	Allbus (gewichtet)	38,7	38,7	38,1
	Mikrozensus	37,1	37,2	37,4
Realschule	Allbus	22,5	22,9	23,5
	Allbus (gewichtet)	22,5	22,8	23,6
	Mikrozensus	18,4	19,3	20,4
Abitur, Fachhochschulreife	Allbus	10,3	11,2	12,3
	Allbus (gewichtet)	10,6	11,0	12,1
	Mikrozensus	7,0	7,4	8,4
Universität, Fachhochschule	Allbus	9,8	8,8	12,7
	Allbus (gewichtet)	9,4	8,1	12,5
	Mikrozensus	6,5	6,9	7,6

Tabelle 5 gibt die Verteilung dieses Merkmals bei Allbus und Mikrozensus wieder. Der Tabelle ist zu entnehmen, daß der Allbus den Anteil der Personen mit gehobenen Bildungsabschlüssen deutlich überschätzt, während besonders die Zahl der Hauptschulabsolventen ohne Lehre unterschätzt wird. *Abbildung 3* zeigt nochmals die anteilige Abweichung des Allbus vom Mikrozensus. Diese steigt mit der Höhe des Bildungsabschlusses nahezu monoton.[23]

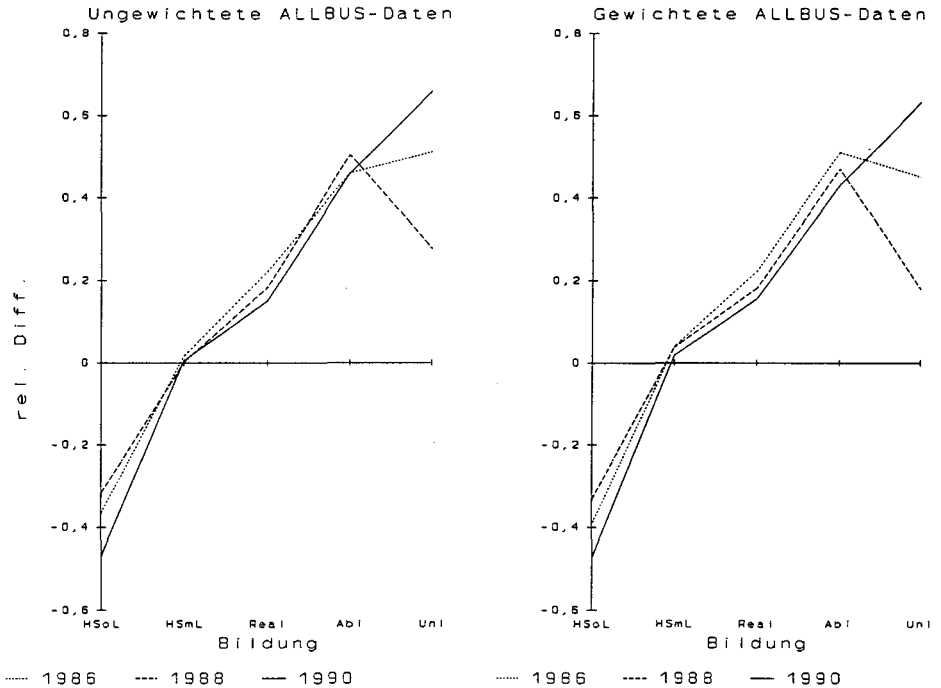
Wiederum ergibt sich ein ähnliches Muster für alle drei Erhebungen des Allbus und für die gewichteten im Vergleich zu den ungewichteten Daten. Lediglich bei den Personen mit Hochschulabschluß zeigt sich eine Abweichung zwischen den Mustern der verschiedenen Sozialforschungserhebungen: Der Allbus 1990 (Infas) überschätzt die Größe dieser Personengruppe im Vergleich zum Mikrozensus besonders stark, während der Allbus 1988 (GFM-Getas) im Vergleich dazu „besser" liegt.

Hinsichtlich des Merkmals Bildung weichen amtliche Statistik und Sozialforschung also relativ stark voneinander ab. Dies kann bei Analysen, die Bildungsmerkmale beschreiben oder erklären, zu Verzerrungen führen.

Im Mikrozensus können Personen ohne Hauptschulabschluß nur alle Bildungskategorien unangekreuzt lassen. Damit sind sie aber nicht mehr von denjenigen, die auf die konkrete Frage nicht geantwortet haben, zu unterscheiden („item nonresponse").
Ein weiteres Problem des Item-Nonresponse – diesmal bei Sozialforschungsumfragen – könnte bei der von uns nicht berichteten Schichtungsvariablen Einkommen liegen. Es ist hier zu vermuten, daß sich hohe Einzelfragenverweigerungen in den oberen Gruppen mit hohen Totalausfällen in den unteren Gruppen überlagern mit dem Resultat möglicherweise korrekter Mittelwertschätzungen bei Unterschätzung der Streuung des Einkommens.

23 Die einzige Bruchstelle in diesem Muster bildet die Gruppe der Personen mit Abitur oder Fachhochschulreife. Hier ist die Überschätzung im Jahr 1988 (bei den gewichteten Daten auch im Jahr 1990) noch gravierender als bei den Personen mit Hochschulabschluß.

Abbildung 3: Relative Differenzen beim Merkmal Bildungsabschluß



V. Zusammengefaßte Darstellung der Abweichungen

In den deskriptiven univariaten Vergleichen wurde festgestellt, daß die Merkmale Alter, Geschlecht, Familienstand, Stellung im Beruf und Bildungsabschluß bei der Sozialforschungsumfrage Allbus im Vergleich zu den Mikrozensen verzerrt sind.

Als summarische Kennziffer zur Beurteilung der Abweichungen zwischen Allbus und Mikrozensus können wir die Likelihood-Ratio-Teststatistik „Devianz" verwenden, die auch in den multivariaten Analysen benutzt wird. Diese Statistik mißt, äquivalent zum Chi-Quadrat-Unabhängigkeitstest, die Differenz zwischen den durch das Unabhängigkeitsmodell geschätzten und den beobachteten Daten. Beim Modell statistischer Unabhängigkeit wird davon ausgegangen, daß sich die Verteilungen des Allbus und des Mikrozensus lediglich hinsichtlich der Stichprobengröße unterscheiden. Die Devianz und die Differenzen von Devianzen sind asymptotisch Chi-Quadrat verteilt. Sie ist wie folgt definiert:

$$\text{Devianz } (G^2) = -2 \cdot \ln \left\{ \frac{\text{Likelihood Unabhängigkeitsmodell}}{\text{Likelihood saturiertes Modell}} \right\}$$

Tabelle 6 gibt die Devianzen für diese Merkmale an, und zwar so, wie sie aus den *Tabellen 2* bis *5* und aus den *Abbildung 1* zugrundeliegenden Altersverteilungen berechnet werden können. Die Zahlen sind horizontal (innerhalb jedes Merkmals) mit-

Tabelle 6: Devianzen der Randverteilungen

	Allbus ungewichtet			Allbus gewichtet			
Allbus	1986	1988	1990	1986	1988	1990	
Mikrozensus	1985	1987	1989	1985	1987	1989	df
Haushaltsgröße	200,0	165,3	139,2	151,9	120,2	96,0	4
Alter	116,4	50,6	74,8	161,4	95,5	68,2	11
Geschlecht	0,1	7,3	1,9	9,3	0,2	14,6	1
Familienstand	15,9	7,0	10,4	97,5	78,3	80,0	3
Stellung im Beruf	51,8	85,7	72,9	38,2	51,2	47,9	4
Bildungsabschluß	260,5	185,6	358,9	287,8	182,9	353,0	4

einander vergleichbar, nicht jedoch vertikal, weil dann die Zahl der Freiheitsgrade variiert.

Fast alle Devianzen sind statistisch signifikant auf dem Ein-Prozent-Niveau. Ausnahmen bilden bei den ungewichteten Daten das Geschlecht 1986 und 1990, bei den gewichteten Daten das Geschlecht 1988. Eine durchgängige Verbesserung der Anpassung durch personenrepräsentative Gewichtung wird nur bei der Variablen Stellung im Beruf erreicht, ansonsten gibt es viele Beispiele für eine Verschlechterung der Anpassung durch die „richtige" Gewichtung.

VI. Multivariate Analyse

Wir gehen nun zur multivariaten Betrachtung über. Da Allbus und Mikrozensus bei mehreren demographischen und sozialstrukturellen Merkmalen voneinander abweichen, stellt sich die Frage, ob die Abweichungen bei all diesen Variablen unabhängig voneinander auftreten oder ob nicht möglicherweise die Abweichungen bei bestimmten Merkmalen nach Kontrolle anderer Variablen verschwinden.[24]

Die Stichprobenerhebungen Allbus und Mikrozensus haben das Ziel, Bevölkerungsmerkmale repräsentativ abzubilden. Unter Repräsentativität wird hier die Übereinstimmung der multivariaten Randverteilungen der Merkmale einer Stichprobe mit den Verteilungen in der Grundgesamtheit verstanden. Diese Grundgesamtheit läßt sich gedanklich in zwei Mengen aufteilen. Sie enthält ein Segment von Personen, die an einer Umfrage teilnehmen und ein Segment von Personen, die nicht teilnehmen würden. Vernachlässigt man die kleine Zahl von Ausfällen im Mikrozensus,[25] kann man den Mikrozensus wegen der Auskunftspflicht als eine Zufallsstichprobe der Grundgesamtheit ansehen. Der Allbus ist dagegen zunächst nur eine Zufallsstichprobe des Teilnehmersegments, und es ist zu prüfen, ob diese Stichprobe eine repräsentative Teilmenge der Gesamtheit ist.

Beide Bevölkerungsumfragen sind das Ergebnis unabhängiger Stichprobenziehun-

24 Die im folgenden skizzierte Analysemethode lehnt sich eng an die Darstellung von Arminger (1990) an, der mit demselben Verfahren die statistischen Auswirkungen einer freiwilligen Erhebung des Mikrozensus untersucht hat.

25 Nach Angaben des Statistischen Bundesamtes (Herberger 1985) liegt die Zahl der Ausfälle unter drei Prozent der Haushalte im Gegensatz zu ca. 40 Prozent beim Allbus.

gen. Es wird angenommen, daß die Beobachtungen voneinander unabhängig sind, daß die untersuchten Merkmale des Allbus und Mikrozensus vergleichbar und meßfehlerfrei vorliegen und daß die Differenz der Erhebungszeitpunkte bei den sozialstrukturellen Variablen unerheblich ist. Zusätzlich werden Unterschiede der Stichprobendesigns vernachlässigt.[26]

Es ist nun möglich, die Daten der Teilnehmer am Allbus und am Mikrozensus in einer Datei zusammenzufassen. Die Fallzahl dieser Datei ist die Summe der Teilnehmer am Allbus (n_A) und am Mikrozensus (n_M), wobei im Mikrozensus nur deutsche Personen ab 18 Jahren in Privathaushalten (Allbus-Zielpopulation) berücksichtigt werden.

In einer solchen Datei läßt sich nun ein Merkmal Y definieren, das bei Teilnehmern am Allbus den Wert 1 und bei Teilnehmern am Mikrozensus den Wert 0 annimmt. Die Wahrscheinlichkeit, aus der Datei einen Befragten zu ziehen, der am Allbus bzw. am Mikrozensus teilgenommen hat, ist dann gegeben durch:

$P(Y=1)$: $p_A = n_A / (n_A + n_M)$ für die Teilnahme am Allbus bzw. als
$P(Y=0)$: $p_M = n_M / (n_A + n_M)$ für die Teilnahme am Mikrozensus.

Aus diesen Teilnahmewahrscheinlichkeiten läßt sich nun ein Quotient $q = p_A/p_M$ berechnen. Dieser Quotient q gibt also die Wahrscheinlichkeit einer Teilnahe am Allbus relativ zur Teilname am Mikrozensus an. Für die Gesamtheit aller Befragten ergibt er sich als Verhältnis der Befragtenzahl des Allbus zur entsprechenden Zahl beim Mikrozensus. Bei Gruppen, die im Allbus überproportional vertreten sind, nimmt q höhere, bei Gruppen, die im Allbus unterproportional vertreten sind, nimmt q niedrigere Werte an.

Für die multivariate Analyse konzentrieren wir uns nun auf die schichtspezifischen Ausfälle der Umfrageforschung. Wir fassen zunächst alle Kombinationen der oben analysierten Variablen Geschlecht, Alter, Stellung im Beruf und Bildungsabschluß in einer Matrix zusammen.[27]

Für jede Wertekombination der zu untersuchenden Merkmale läßt sich nun der Quotient q berechnen. Er müßte, abgesehen von Zufallsschwankungen, für jede Wertekombination der Variablen in etwa gleich sein, wenn sich Allbus und Mikrozensus nur hinsichtlich des Stichprobenumfangs unterscheiden. Wäre dies der Fall, dann wären beide Stichprobenverteilungen statistisch unabhängig und würden aus derselben Grundgesamtheit stammen. Um zu prüfen, ob die Verteilungen der Variablen in Allbus und Mikrozensus gleich sind bzw. welche Variablen verzerrt sind, empfiehlt sich die Verwendung des Logit-Modells, mit dem der Logarithmus des Quotienten q als abhängige Variable geschätzt wird.[28]

Im Fall der statistischen Unabhängigkeit läßt sich die Regressionskonstante des Logit-Modells einfach als das logarithmierte Verhältnis ($\beta_0 = \ln (n_A/n_M)$) der unterschiedlichen Stichprobengrößen ermitteln. Trifft die Annahme der Verteilungsgleichheit zum Beispiel nicht zu,

---

26 Tatsächlich unterscheiden sich die beiden Datensätze in ihrem Stichprobenkonzept, worauf die im Abschnitt III angesprochenen Probleme des ADM-Designs hinweisen. Deshalb können in der folgenden Analyse die reinen Teilnahmeeffekte nicht isoliert werden. Sie sind unter Umständen mit den Auswirkungen unterschiedlicher Designs konfundiert. Das spricht jedoch nicht prinzipiell gegen den Vergleich zwischen beiden Stichproben, denn die Umfrageforschung muß sich trotz dieser Probleme den Ergebnissen der amtlichen Statistik stellen. Die bloße Kenntnis, wie groß die Differenzen zwischen Mikrozensus und Allbus bei einzelnen Merkmalen sind, gibt wichtige Hinweise auf mögliche Verzerrungen sozialwissenschaftlicher Umfragen.

27 Damit die Fallzahlen der Tabellen nicht zu klein werden, bleibt das Merkmal Familienstand außer acht.

28 Der Quotient q weist einen theoretischen Wertebereich von 0 bis $+\infty$ auf. Um (logistische) Regressionsverfahren anwenden zu können, wird nicht q selbst, sondern sein Logarithmus geschätzt. Dieser kann theoretisch zwischen $-\infty$ und $+\infty$ schwanken. Eine allgemeine Einführung in die Logit-Analyse geben Aldrich und Nelson (1984) und Maddala (1983).

weil junge Personen in der sozialwissenschaftlichen Umfrage schlechter erreichbar oder weniger teilnahmebereit sind, so läßt sich diese Disposition in der Logit-Analyse dadurch modellieren, indem neben der Konstanten β_0 ein Regressor für diese Altersgruppe geschätzt wird.

Die Vorteile der Logit-Analyse im Vergleich zu den bei ähnlichen Fragestellungen häufig verwendeten Anpassungstests liegen darin, daß – wie in der linearen Regressionsanalyse – der Einfluß verschiedener unabhängiger Variablen isoliert getestet werden kann und der Stichprobencharakter beider Datensätze berücksichtigt wird. Es wird dabei nicht angenommen, der Mikrozensus gebe die „wahren" Werte wieder.

In der multivariaten Darstellung wird, ähnlich zum Determinationskoeffizienten der linearen Regression, ein Bestimmtheitsmaß (Pseudo-R^2) verwendet, das die Erklärungsleistung der Variation der Individualdaten mißt. Es zeigt uns, wie stark bestimmte Merkmale die Abweichung der Verteilungen des Allbus vom Mikrozensus beeinflußen:

$$\text{Pseudo-}R^2 = 1 - \left[\frac{\text{Log-Likelihood aktuelles Modell}}{\text{Log-Likelihood Unabhängigkeitsmodell}}\right]$$

Im Vergleich zum R^2 der linearen Regression ist die analoge Interpretation des Pseudo-R^2 jedoch eingeschränkt (Haberman 1982). Zu beachten ist, daß der in der Praxis häufig niedrige Wert des Pseudo-R^2 von der Größe der Anteilswerte p abhängt und im Zusammenhang mit dem empirisch maximalen R^2 zu sehen ist. Das Zusammenhangsmaß dient uns lediglich zu heuristischen Zwecken.

Bei den multivariaten Analysen zum Ausfall der unteren sozialen Schichten gehen wir von folgenden theoretischen Überlegungen aus: Stellung im Beruf und Bildungsabschluß sind zwei Schichtungsmerkmale, deren Korrelation alles andere als perfekt ist. Zwar hängen die Variablen Bildung und Stellung im Beruf eng zusammen, weil Bildungsqualifikationen bei der Verteilung sozialer bzw. beruflicher Positionen eine große und institutionalisierte Rolle spielen.[29] Andererseits wird im Kontext der neueren Individualisierungsdiskussion gerade auch die These vertreten, daß die Korrelation dieser Merkmale eher ab- als zunimmt. Wenn wir nun mit der Schichtzugehörigkeit korrelierte Ausfälle festgestellt haben, stellt sich danach die Frage der Kausalität. Ist also der Ausfall der „unteren Schichten" vor allem auf deren geringere Bildung oder aber auf deren niedrigere berufliche Stellung zurückzuführen oder aber auf beides?

Sowohl der Bildungsabschluß als auch die berufliche Stellung können als Indikatoren ökonomischer und sozialer Ressourcen betrachtet werden. Andererseits werden kulturelle Ressourcen stärker durch das Merkmal Bildung als durch das Merkmal der beruflichen Stellung erfaßt. Interesse an öffentlichen Vorgängen und kognitive Fähigkeiten, beides wichtige Merkmale für die Teilnahmebereitschaft an Umfragen (Esser 1986), dürften mit dem Merkmal Bildungsabschluß positiv korreliert sein. Da die Beantwortung von Fragen in Interviews Interesse an öffentlichen Vorgängen und kognitive Fähigkeiten voraussetzt, vermuten wir einen stärkeren Effekt der Bildung auf die Interviewteilnahme im Vergleich zum Merkmal Stellung im Beruf.

Welche partiellen Abweichungen zwischen Umfrage- und amtlichen Daten auf die einzelnen Merkmale zurückzuführen sind, kann mit unseren Daten empirisch geklärt werden. Da Geschlecht und Alter ebenfalls Verzerrungen aufweisen und mit Stellung

29 Ein Beispiel hierfür stellen die Besoldungsrichtlinien im öffentlichen Dienst dar. Der Zusammenhang zwischen Ausbildung und beruflicher Stellung ist eng trotz der Tatsache, daß die Variable Stellung im Beruf der amtlichen Statistik nur eine grobe Proxy-Variable der globaleren Stellung im Berufssystem ist.

Tabelle 7: Modellpassung und Devianzaufklärung der Abweichungen: Allbus 90 / Mikrozensus 89

		Anpassung des Modells				Devianzaufklärung				
Modell	Variablen	Devianz	df	P	R^2 (%)	Variablen	Devianz	df	P	R^2 (%)
Allbus ungewichtet										
0. Unabh. :	1	1093,3	567	0,00	-	-G-A-S-B	489,6	14	0,00	
1. Basis :	1+G+A+S+B	603,7	553	0,07	1,33					
2. Geschlecht :	1+A+S+B	603,8	554	0,07	1,33	-G	0,1	1	0,84	0,00
3. Alter :	1+G+S+B	651,7	558	0,00	1,20	-A	48,0	11	0,00	0,13
4. Stell.i.B. :	1+G+A+B	663,9	557	0,00	1,16	-S	60,1	4	0,00	0,17
5. Bildung :	1+G+A+S	929,7	557	0,00	0,44	-B	326,0	4	0,00	0,89
6. Erwerbst. :	1+G+A+E+B	608,8	556	0,06	1,31	-S+E	5,0	3	0,17	
7. Endmodell :	vgl. Tab. 9	583,1	558	0,22	1,38		20,7	5	0,01	
Allbus gewichtet										
0. Unabh. :	1	1182,7	567	0,00	-	-G-A-S-B	454,4	14	0,00	
1. Basis :	1+G+A+S+B	728,3	553	0,00	1,23					
2. Geschlecht :	1+A+S+B	733,6	554	0,00	1,22	-G	5,3	1	0,02	0,10
3. Alter :	1+G+S+B	781,0	558	0,00	1,09	-A	52,7	11	0,00	0,14
4. Stell.i.B. :	1+G+A+B	800,1	557	0,00	1,04	-S	71,8	4	0,00	0,19
5. Bildung :	1+G+A+S	1019,3	557	0,00	0,44	-B	291,0	4	0,00	0,79
6. Erwerbst. :	1+G+A+E+B	732,3	556	0,00	1,22	-S+E	3,9	3	0,26	
7. Endmodell :	vgl. Tab. 9	731,6	558	0,00	1,22		3,3	5	0,66	

im Beruf und Schulbildung korreliert sind, werden diese Merkmale als Kontrollvariablen in der Analyse berücksichtigt. Die hier dargestellten Analysen beziehen sich auf den Vergleich des Allbus 90 mit dem Mikrozensus 89.

Wir sind bei der multivariaten Analyse mit dem Problem konfrontiert, daß bei ca. 3000 Befragten des Allbus, verteilt auf 600 (2*12*5*5) logisch mögliche Wertekombinationen, die Zellenbesetzungen der Tabelle sehr klein werden. Dennoch werden vorab keine Zusammenfassungen vorgenommen, da dabei unkontrolliert Variation in den Daten zerstört werden kann. Statt dessen werden über Modellannahmen Parameter gleichgesetzt.[30] Die Modellierung erfolgt durch Indikatorvariablen (Dummy-Variablen) für jede Merkmalsausprägung.

Tabelle 7 gibt eine Übersicht über die Anpassung der berechneten Modelle, und zwar beim Allbus sowohl für die gewichteten als auch für die ungewichteten Daten. Die Tabelle enthält in ihrem linken Teil für jedes berechnete Modell den Grad der Modellanpassung, Signifikanzniveau und erklärte Devianz der Individualdaten.

Mit dem *Unabhängigkeitsmodell* (Modell 0) wird geprüft, ob beide Stichproben aus der gleichen Grundgesamtheit stammen. Dabei wird angenommen, daß sich die multivariaten Verteilungen des Allbus und des Mikrozensus lediglich hinsichtlich der Stichprobengröße unterscheiden. Die Ergebnisse dieses Modells (G^2 = 1093,3; df = 567) zeigen eine große und signifikante Abweichung der Allbus-Daten vom Mikrozensus, die sogar noch größer wird, wenn das Transformationsgewicht verwendet wird (G^2 = 1182,7). Demnach entstammen die Allbus-Daten einer anderen Grundgesamtheit als der Mikrozensus. Es ist zu vermuten, daß Designunterschiede beider Stichproben und Meß- und Kodierfehler einen eher untergeordneten Einfluß auf diese Abweichungen haben. Die Verzerrungen dürften weit stärker auf die Faktoren Erreichbarkeit, Teilnahmevermögen und Teilnahmebereitschaft zurückzuführen sein.

Im Gegensatz zum Unabhängigkeitsmodell wird beim *Basismodell* (Modell 1) angenommen, daß jede der zum Vergleich herangezogenen Variablen des Allbus verzerrt ist und daß die Kenntnis dieses Bias benötigt wird, um die Abweichung der Umfragedaten vom Mikrozensus zu erklären. Die Devianz läßt sich gegenüber dem Unabhängigkeitsmodell drastisch reduzieren und man erhält eine akzeptable Anpassung der vom Modell erzeugten an die beobachteten Verteilungen (G^2 = 603,7; df = 553). Von empirisch maximal 3 Prozent der Pseudo-R-Quadrate können durch dieses Modell 1,3 Prozent aufgeklärt werden.[31]

Tabelle 8 zeigt die für das Basismodell geschätzten Regressionsgewichte.[32] Sie geben den Grad der unter Kontrolle der jeweils anderen Variablen zu erwartenden Abweichung vom Erwartungswert an. Als Baseline dienen uns 45-54jährige männliche Arbeiter mit Hauptschulabschluß und Lehre. Als im Allbus deutlich überrepräsentiert

30 Die Parameter von jeweils zwei Altersgruppen werden gleichgesetzt. Der Vorteil, daß sich die Vorgehensweise mit entsprechenden Tests überprüfen läßt, dürfte größer als der Nachteil zu kleiner Zellenbesetzungen sein. Streng genommen wird wegen der vielen Zellen mit kleinen Erwartungswerten nur ein heuristischer Charakter der Analysen beansprucht (vgl. hierzu auch Allison 1980).

31 Der Maximalwert hängt von der Aggregation der Daten ab. Analysiert man eine über Geschlecht und Alter (18-24/≥ 25 Jahre) aggregierte Tabelle, beträgt das maximale R^2 nach der Zusammenfassung vieler schwach besetzter Zellen nur noch 1,5 Prozent.

32 Die als Beta bezeichneten Koeffizienten in den *Tabellen 8* und *9* sind unstandardisierte Regressionskoeffizienten und keine standardisierten (etwa im Sinne der Pfadanalyse).

Tabelle 8: Parameter des Basismodells (Modell 1): Allbus 90 / Mikrozensus 89

	Allbus ungewichtet			Allbus gewichtet		
Variable, Kategorie	Beta	s.e.	t-Wert	Beta	s.e.	t-Wert
Referenzgruppe (Männer, 45-54 Jahre, Arbeiter, Hauptschule mit Lehre)	- 5,30	0,066	- 80,71	- 5,08	0,062	- 82,31
Frauen	- 0,01	0,040	- 0,20	- 0,09	0,040	- 2,30
18 bis 24 Jahre	- 0,33	0,076	- 4,34	- 0,28	0,070	- 4,07
25 bis 34 Jahre	0,08	0,060	1,36	- 0,17	0,059	- 2,84
35 bis 44 Jahre	0,14	0,063	2,30	- 0,01	0,060	- 0,12
55 bis 64 Jahre	0,01	0,068	0,11	- 0,14	0,065	- 2,11
65 Jahre und älter	- 0,02	0,068	- 0,34	- 0,41	0,068	- 6,07
Angestellte	0,14	0,067	2,02	0,09	0,065	1,43
Beamte	0,09	0,099	0,95	0,08	0,096	0,87
Selbständige	0,17	0,093	1,79	0,17	0,090	1,90
Nichterwerbstätig	0,44	0,066	6,67	0,45	0,064	7,04
Hauptschule ohne Lehre	- 0,70	0,059	- 11,88	- 0,67	0,059	- 11,39
Realschule	0,17	0,050	3,46	0,17	0,050	3,41
Abitur, Fachhochschulreife	0,40	0,065	6,14	0,34	0,066	5,07
Hochschule, Fachhochschule	0,50	0,064	7,74	0,48	0,065	7,40

erweisen sich vor allem Nichterwerbstätige und Inhaber höherer Bildungsabschlüsse. Unterrepräsentiert sind dagegen junge Erwachsene und Personen in der niedrigsten Bildungskategorie. Nennenswerte Abweichungen zwischen den ungewichteten und den gewichteten Daten zeigen sich vor allem bei den über 65jährigen, die wie schon im bivariaten Fall besonders bei gewichteter Verarbeitung unterrepräsentiert sind.

Mit der Herausnahme jeweils einer Variablen (Rückwärtsselektion) aus dem Basismodell läßt sich deren partieller Einfluß überprüfen (vgl. nun den rechten Teil von *Tabelle 7*). Dabei wird jeweils eine Variable (Bündel von Dichotomien) aus der Schätzgleichung entfernt, und zwar nacheinander die Variablen Geschlecht, Alter, Stellung im Beruf und Bildungsabschluß (Modelle 2 bis 6). Das (partielle) R^2 bildet dann ein Maß für die Erklärungskraft der entfernten Variable. Der Geschlechtseffekt ist zu vernachlässigen und nicht signifikant. Dagegen haben sowohl Alter (R^2 = 0,13 %) und Stellung im Beruf (R^2 = 0,17 %) eine geringe, aber signifikante Erklärungskraft. Wie auch schon bei den univariaten Analysen zeigt sich der Bias des Bildungsmerkmals am stärksten (R^2 = 0,89 %). Das heißt, mit der bloßen Kenntnis des Bildungsabschlusses kann man die globale Abweichung des Allbus vom Mikrozensus bei dieser Kovariatenkonstellation recht gut vorhersagen.

Die Dominanz des Bildungsbias gegenüber der Verzerrung der Variablen Stellung im Beruf war aus theoretischen Gründen zu erwarten. Die Modellinspektion des Basismodells zeigt aber weiterhin an, daß die Parameter für die Kategorien Angestellte, Beamte und Selbständige sich praktisch nicht von der Referenzgruppe der Arbeiter unterscheiden. Damit läßt sich die Variable Stellung im Beruf unter Kontrolle der Bildung in erwerbstätig/nichterwerbstätig dichotomisieren. Dies weist darauf hin, daß der durch diese Variable erfaßte Bias im wesentlichen als Effekt der Erreichbarkeit zu interpretieren ist: Erwerbstätige sind in Umfragen vergleichsweise schlechter zu erreichen als Nichterwerbstätige.

Tabelle 9: Parameter des Endmodells (Modell 7): Allbus 90 / Mikrozensus 89

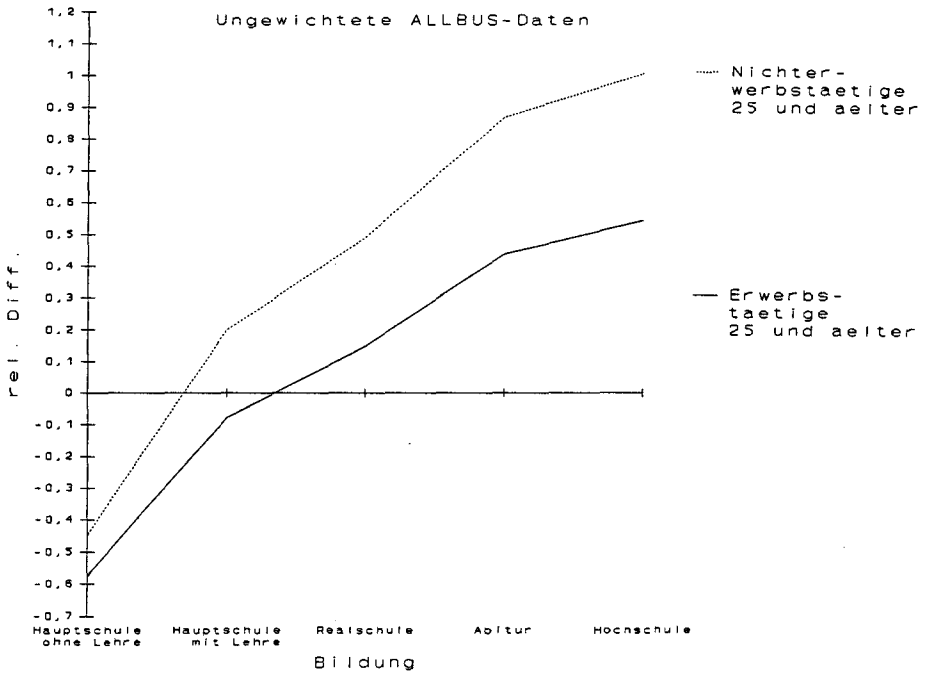
	Allbus ungewichtet			Allbus gewichtet		
Variable, Kategorie	Beta	s.e.	t-Wert	Beta	s.e.	t-Wert
Referenzgruppe (Erwerbstätige, Hauptschule mit Lehre, ≥ 25 Jahre)	- 5,13	0,036	- 142,3	- 5,09	0,036	- 142,7
Nichterwerbstätig	0,26	0,040	6,6	0,20	0,040	4,9
Hauptschule ohne Lehre	- 0,78	0,061	- 12,8	- 0,83	0,063	- 13,3
Realschule	0,22	0,048	4,5	0,19	0,048	3,9
Abitur	0,45	0,064	7,0	0,38	0,064	5,8
Hochschule	0,52	0,060	8,6	0,48	0,061	8,0
18 bis 24 Jahre	- 0,70	0,092	- 7,6	- 0,46	0,083	- 5,5
18-24 Jahre * Hauptschule ohne Lehre	0,71	0,165	4,3	0,91	0,146	6,2
18-24 Jahre * Hochschule/Fachhochschule	0,83	0,366	2,3	0,72	0,351	2,1
18-24 Jahre * Nichterwerbstätig	0,39	0,124	3,2	0,31	0,114	2,7

Das entsprechende *Modell 6* zeigt wie das Basismodell ebenfalls eine gute Anpassung und unterscheidet sich nicht signifikant von diesem.[33] Da der Geschlechtseffekt nicht signifikant ist, kann man auf ihn verzichten und sparsamer modellieren. Eine Inspektion der Residuen und eine Diagnose von Zellen, die einen großen Einfluß auf das Modellergebnis haben (Pregibon 1981), weist auf folgende Sachverhalte hin: Ein Großteil der Gesamtabweichungen des Altersmerkmals wird durch einen starken Ausfall der jüngsten Altersgruppe der 18-24jährigen verursacht, die als hochmobile Gruppe wohl eher schwer zu erreichen ist. Die Verteilungsabweichungen dieser Gruppe lassen sich im Modell nur mit Interaktionseffekten beschreiben.[34]

33 Einschränkend ist festzuhalten, daß das Allbus-Konzept der „hauptberuflichen Erwerbstätigkeit" nur annähernd auf die Mikrozensusdaten angepaßt werden konnte. In verschiedenen, hier nicht berücksichtigten Testauszählungen zur Operationalisierung des Allbus-Konzepts der „hauptberuflichen Erwerbstätigkeit" mit den Daten des Mikrozensus verschoben sich die Anteile der Erwerbstätigen zugunsten der Nichterwerbstätigen um etwa 1-2 Prozent. Das bedeutet für die obigen Ergebnisse, daß sich unter Umständen der Bildungseffekt verstärkt und der Effekt der „Erreichbarkeit" (nicht erwerbstätig/erwerbstätig) eher noch geringer einzuschätzen ist.

34 Dieser Effekt bleibt auch nach der Gewichtung bestehen, wobei berücksichtigt wird, daß jüngere Personen häufig in größeren Haushalten (zu Hause) wohnen. Innerhalb dieser Altersgruppe sind jedoch Personen der untersten Bildungskategorie „Hauptschule ohne Lehre oder weniger" überrepräsentiert. Damit hängt zusammen, daß innerhalb der Gruppe der 18-24jährigen Nichterwerbstätige (darunter fallen auch Schüler) stärker vertreten sind. Die Ursache hierfür scheint in unterschiedlichen Frageformulierungen und Filterführungen beider Umfragen zu liegen. Zwar wird eine Überrepräsentierung der jüngeren Hochschulabsolventen angezeigt, diese unterscheidet sich jedoch nicht signifikant von dem Wert bei den über 25jährigen Befragten.
Die Kategorie „Hauptschule ohne Lehre oder weniger" fungiert wegen des Ziels der vollständigen Gliederung auch als „Restkategorie". Im Mikrozensus sind Befragte, die angegeben haben, eine *allgemeinbildende* Schule zu besuchen, mit der Ausprägung „entfällt" in der Bildungsvariablen vertreten und werden deshalb in die Restkategorie rekodiert. Der Allbus stellt Personen, die bei der Frage nach dem allgemeinbildenden Schulabschluß angegeben haben, *Schüler* zu sein, keine weiteren Bildungsfragen. Diese Filterung scheint im Vergleich zum Mikrozensus zu unspezifisch, da z.B. Befragte mit Abitur eine berufsspezifische Weiterbildung absolvieren und sich als Schüler bezeichnen können. Diese Gruppe würde im Allbus nicht korrekt zugewiesen, was sich auch auf die Kodierung als Nichterwerbstätige in der Variablen Stellung im Beruf auswirkt.

Abbildung 4: Endmodell (Modell 7) – Relative Differenzen nach Erwerbstätigkeit und Bildungsabschluß (Allbus 90/Mikrozensus 89)



Berücksichtigt man die in der Dateninspektion gefundenen Auffälligkeiten, so läßt sich als *Endmodell* ein insgesamt erklärungskräftiges und sparsames Modell finden, das nicht signifikant vom ebenfalls gut angepaßten Basismodell abweicht. *Tabelle 9* gibt die Ergebnisse des Endmodells wieder. Baseline ist die Gruppe der erwerbstätigen Hauptschulabsolventen mit Lehre im Alter von 25 und mehr Jahren. Diese Gruppe ist (bei den ungewichteten Allbus-Daten) nur wenig unterrepräsentiert. Deutlich unterrepräsentiert sind Hauptschulabsolventen ohne Lehre und 18-24jährige Personen, stark überrepräsentiert sind dagegen Absolventen höherer Bildungsabschlüsse und Nichterwerbstätige. Diese Struktur bleibt auch bei den gewichteten Daten erhalten.

Abbildung 4 zeigt für die Hauptgruppe der Befragten (25 Jahre und älter) die durch das Endmodell gewonnenen Schätzungen. Deutlich zeigt sich die Untererfassung der Personen mit niedriger Bildung und die Übererfassung der besser gebildeten Personen. Die Gruppe der Erwerbstätigen mit dem Bildungsabschluß Hauptschule ohne Lehre ist im Allbus um ca. 60 Prozent im Vergleich zum Mikrozensus untererfaßt. Dagegen sind die Hochschulabsolventen vergleichsweise um ca. 50 Prozent überrepräsentiert. Der Erreichbarkeitseffekt verstärkt bei den Nichterwerbstätigen zusätzlich diesen Bildungsbias: Bei den Personen mit Hauptschulabschluß oder weniger beträgt die relative Untererfassung ca. 42 Prozent; bei den Personen mit Hochschulabschluß liegt die geschätzte relative Übererfassung sogar bei über 100 Prozent!

VII. Zusammenfassung und Ausblick

Es konnte festgestellt werden, daß die Sozialforschungsumfrage Allbus 1990 nicht aus derselben Grundgesamtheit wie der Mikrozensus stammt. Sie kann damit nicht als Zufallsstichprobe aus dieser Grundgesamtheit angesehen werden. Weiterhin sollte eigentlich die vom Stichprobenplan her für Personenrepräsentativität geforderte Gewichtung zu mit dem Mikrozensus vergleichbaren Häufigkeitsverteilungen führen. Die Gewichtung erhöht aber oft die Abweichung der Umfragedaten von der amtlichen Statistik.

Diese beiden Tatbestände sind seit längerem bekannt. Mit der multivariaten Analyse konnte nun gezeigt werden, auf welche Faktoren die globale Verzerrung der Stichprobe zurückzuführen ist. Die Analyse belegt, daß der sogenannte Mittelschichtbias der Umfrageforschung im Kern ein Bildungsbias und kein Effekt der Klassenlage ist. Er ist theoretisch als Effekt kognitiver Ressourcen zu betrachten. Die partielle Verzerrung in der Variablen Stellung im Beruf läßt sich nach Dichotomisierung in erwerbstätig/nichterwerbstätig als Effekt der Erreichbarkeit verstehen.

Es stellt sich die Frage, ob und wie stark diese Ergebnisse generalisierbar sind. Gilt der Befund auch für die anderen Erhebungszeitpunkte des Allbus und für weitere Stichproben der Umfrageforschung? Derzeit läßt sich die Frage nicht umfassend beantworten. Als ersten Schritt in diese Richtung haben wir zusätzlich die Allbus-Daten der Jahre 1986 und 1988 mit den Mikrozensen von 1985 und 1987 verglichen. Wiederum konnten die Dominanz des Bildungsbias und die Dichotomisierbarkeit des Merkmals Stellung im Beruf nachgewiesen werden.[35]

Mit welchen Konsequenzen hat der Sozialstrukturforscher nun beim Versuch, mit Umfragedaten zu arbeiten zu rechnen? Wir können die Auswirkung der Verwendung von Bevölkerungsumfragen des Allbus-Typus bei Sozialstrukturanalysen wie folgt skizzieren: Die deskriptive Darstellung von Merkmalen, die mit Haushaltsgröße, Bildung oder Erwerbstätigkeit korreliert sind, dürfte bei Nichtkontrolle dieser Variablen zu verzerrten Randverteilungen führen. Sollen Verteilungen nicht nur beschrieben, sondern auch erklärt werden, so ist eine Verwendung der oben analysierten demographischen und sozialstrukturellen Merkmale als unabhängige Variablen – etwa als Prädiktoren politischer Einstellungen – relativ problemlos. In diesem Fall der bedingten Regression ist nicht mit systematischen Verzerrungen zu rechnen. Dies gilt jedenfalls solange, wie die interessierenden abhängigen Variablen nicht ihrerseits mit dem Ausfallrisiko korreliert sind.

35 Allerdings zeigten sich 1988 signifikante Geschlechtseffekte und in beiden Erhebungen teilweise stärkere Altereffekte als beim Allbus 1990. Ob dies mit dem Wechsel vom Verfahren des Random Route auf Address Random zusammenhängt, kann mit nur drei Zeitpunkten nicht geklärt werden; hierzu wäre eine längere Zeitreihe nötig.
Interessant in diesem Kontext ist nicht nur die Frage, ob die Verzerrungseffekte beim teureren Address Random-Verfahren schwächer ausfallen als beim preiswerteren Random Route, sondern auch, ob die Verzerrungseffekte bei Melderegisterstichproben reproduzierbar sind. Erstmalig gaben kürzlich Alt (1991) und Alt, Bien und Krebs (1991) einen empirischen Vergleich der Ergebnisse einer Melderegisterstichprobe mit einer Random Route-Stichprobe. Diesen Autoren gelang die Reproduktion der bildungs- und erwerbsspezifischen Ausfälle auch bei der Melderegisterstichprobe. Die Ergebnisse von Alt (1991, S. 515) zur Haushaltsgröße leiden jedoch unter Mißverständnissen zu den Begriffen der Personen- und Haushaltsrepräsentativität.

Ganz anders ist der Sachverhalt jedoch, wenn verzerrte Sozialstrukturvariablen als abhängige Variablen erklärt werden sollen. Analysiert man beispielsweise die Frage der Haushaltsbildung anhand von Haushaltsgröße in Abhängigkeit von Alter oder Kohortenzugehörigkeit, dann sind kleine Haushalte unterrepräsentiert. Untersucht man die Bildungsexpansion nach Alter und Geschlecht oder die Bildungshomogamie bei Ehepaaren, dann sind Personen mit niedrigem Bildungsabschluß unter- und Personen mit hohem Bildungsabschluß überrepräsentiert.[36] Will man das Arbeitskräfteangebot und die Erwerbsbeteiligung bestimmter Bevölkerungsgruppen analysieren, so ist die Überrepräsentierung der Nichterwerbstätigen zu berücksichtigen. Die in solchen Analysen geschätzten Koeffizienten können durch die Ausfälle verzerrt sein. Um korrekte Schätzergebnisse zu erhalten, müßte der Ausfallmechanismus explizit modelliert werden (Heckmann 1979; Berk 1983). Dies ist allerdings in der Praxis zumeist ein schwieriges Unterfangen.

Als Fazit gilt: Sozialstrukturanalysen mit Umfragen sind möglich. Vorsicht ist allerdings geboten, wenn demographische oder sozialstrukturelle Variablen beschrieben oder erklärt werden sollen, die mit dem Ausfallrisiko korreliert sind. Für Umfragen auf der Basis von Random-Route oder Adress-Random-Stichproben konnte gezeigt werden, daß zumindest die Merkmale Haushaltsgröße, Bildungsabschluß und Beteiligung am Erwerbsleben in dieser Hinsicht Problemfälle sind. Angesichts der Zentralität dieser Variablen ist das ein beunruhigendes Ergebnis.

Literatur

Aldrich, John H., und *Forrest D. Nelson:* Linear Probability, Logit, and Probit Models, Beverly Hills 1984.

Allison, Paul D.: Analyzing Collapsed Contingency Tables without Actually Collapsing, in: American Sociological Review, 45, 1980, S. 123-130.

Alt, Christian: Stichprobe und Repräsentativität der Survey-Daten, in: *Hans Bertram* (Hrsg.), Die Familie in Westdeutschland. Stabiltät und Wandel familialer Lebensformen, Opladen 1991, S. 497-531.

Alt, Christian, Walter Bien und *Dagmar Krebs:* Wie zuverlässig ist die Verwirklichung von Stichprobenverfahren? Random route versus Einwohnermeldeamtsstichprobe, in: ZUMA-Nachrichten, 28, 1990, S. 65-72.

Arminger, Gerhard: Pflicht- versus Freiwilligenerhebung im Mikrozensus, in: Allgemeines Statistisches Archiv, 74, 1990, S. 161-187.

Bedau, Klaus-Dietrich: Einkommensverteilung, in: *Hans-Jürgen Krupp* und *Jürgen Schupp* (Hrsg.), Lebenslagen im Wandel: Daten, Frankfurt a.M. 1988, S. 61-87.

Berk, Richard A.: An Introduction to Sample Selection Bias in Sociological Data, in: American Sociological Review, 48, 1983, S. 386-398.

Blossfeld, Hans-Peter: Zur Repräsentativität der Sfb-3 Lebensverlaufsstudie. Ein Vergleich mit Daten der amtlichen Statistik, in: Allgemeines Statistisches Archiv, 71, 1987, S. 126-144.

Bourdieu, Pierre: Die feinen Unterschiede. Kritik der gesellschaftlichen Urteilskraft, Frankfurt a.M. 1987.

De Maio, Theresa: Refusals: Who, Where, and Why, in: Public Opinion Quarterly, 44, 1980, S. 223-233.

36 In diesem Kontext ist es besonders bedauerlich, daß auch der Mikrozensus das Merkmal Schulbildung neuerdings nur noch auf freiwilliger Basis erhebt, so daß dort mit Item Nonresponse (Einzelfrageverweigerungen) zu rechnen ist. Damit stehen für Hochrechnungen bei dieser in der Umfrageforschung recht stark verzerrten Variable keine verläßlichen Eckdaten mehr zur Verfügung.

Erbslöh, Barbara, und *Achim Koch:* Die Nonresponse-Studie zum Allbus 1986: Problemstellung, Design, erste Ergebnisse, in: ZUMA-Nachrichten, 22, 1988, S. 29-44.

Esser, Hartmut: Soziale Regelmäßigkeiten des Befragtenverhaltens, Meisenheim am Glan 1975.

Esser, Hartmut: Über die Teilnahme an Befragungen, in: ZUMA-Nachrichten, 18, 1986, S. 38-47.

Esser, Hartmut, Heinz Grohmann, Walter Müller und *Karl-August Schäffer:* Mikrozensus im Wandel. Untersuchungen und Empfehlungen zur inhaltlichen und methodischen Gestaltung, Band 11 der Schriftenreihe Forum der Bundesstatistik, Stuttgart 1989.

Gaudet, Hazel, und *Elmo C. Wilson:* Who Escapes the Personal Investigator, in: Journal of Applied Psychology, 24, 1940, S. 773-777.

Haberman, Shelby J.: Analysis of Dispersion of Multinomial Responses, in: Journal of the American Statistical Association, 77, 1982, S. 568-580.

Hanefeld, Ute: Das Sozio-ökonomische Panel, Frankfurt a.M. 1987.

Hartmann, Peter H.: Wie repräsentativ sind Bevölkerungsumfragen? Ein Vergleich des Allbus und des Mikrozensus, in: ZUMA-Nachrichten, 26, 1990, S. 7-30.

Hawkins, Darnell F.: Estimation of Nonresponse Bias, in: Sociological Methods and Research, 3, 1975, S. 461-485.

Heckmann, James J.: Sample Selection Bias as a Specification Factor, in: Econometrica, 47, 1979, S. 153-161.

Helberger, Christof: Zur Repräsentativität des Sozio-ökonomischen Panels am Beispiel der Ergebnisse zur Struktur der Erwerbstätigen, in: *Hans-Jürgen Krupp* und *Ute Hanefeld* (Hrsg.), Lebenslagen im Wandel. Analysen 1987, Frankfurt a.M. 1987, S. 273-294.

Herberger, Lothar: Aktualität und Genauigkeit der repräsentativen Statistik der Bevölkerung und des Erwerbslebens, in: Allgemeines Statististisches Archiv, 69, 1985, S. 16-55.

Hilgard, Ernest R., und *Stanley L. Payne:* Those not at Home: Riddle for Pollsters, in: Public Opinion Quarterly, 8, 1944, S. 254-261.

Hoffmeyer-Zlotnik, Jürgen, und *Peter H. Hartmann:* Merkmale einer allgemeinen Standarddemographie für Mikrozensen und Empirische Sozialforschung, in: Planung und Analyse, 18, 1991, S. 266-271.

Kirschner, Hans-Peter: Allbus 1980: Stichprobenplan und Gewichtung, in: *Karl Ulrich Mayer* und *Peter Schmidt* (Hrsg.), Allgemeine Bevölkerungsumfrage der Sozialwissenschaften. Beiträge zu methodischen Problemen des Allbus 1980, Frankfurt a.M. 1984, S. 114-182.

Krug, Walter, und *Martin Nourney:* Wirtschafts- und Sozialstatistik. Gewinnung von Daten, München, 2. erweiterte Auflage 1987.

Kühn, Joachim, Fritz Pfrommer und *Ernst Schrey:* Zur technischen Weiterentwicklung des Statistischen Informationssystems, in: Wirtschaft und Statistik, 12, 1984, S. 981-987.

Maddala, Gangadharrao S.: Limited-dependent and Qualitative Variables in Econometrics, Cambrigde 1983.

Müller, Walter, Uwe Blien, Peter Knoche, Heike Wirth u.a.: Die faktische Anonymität von Mikrodaten, Band 19 der Schriftenreihe Forum der Bundesstatistik, hrsg. vom Statistischen Bundesamt, Stuttgart 1991.

Pappi, Franz Urban: Der Beitrag der Umfrageforschung zur Sozialstrukturanalyse, in: *Ders.* (Hrsg.), Sozialstrukturanalysen mit Umfragedaten, Königstein 1979, S. 9-40.

Pregibon, Daryl: Logistic Regression Diagnostics, in: The Annals of Statistics, 1981, 9, S. 705-724.

Rendtel, Ulrich: Repräsentativität und Hochrechnung der Datenbasis, in: *Hans-Jürgen Krupp* und *Jürgen Schupp* (Hrsg.), Lebenslagen im Wandel: Daten, Frankfurt a.M. 1988, S. 289-317.

Robins, Lee N.: The Reluctant Respondent, Public Opinion Quarterly, 27, 1963, S. 276-286.

Rothe, Günter: Wie (un)wichtig sind Gewichtungen? Eine Untersuchung am Allbus 1986, in: ZUMA-Nachrichten, 26, 1990, S. 31-55.

Scheuch, Erwin K.: Ein Interview über das Interview. Eine Untersuchung über die Haltung der Bevölkerung in Deutschland zum Interview, Köln 1952/53.

Schnell, Rainer: Wer ist das Volk? Zur faktischen Grundgesamtheit bei „allgemeinen Bevölkerungsumfragen". Undercoverage, Schwererreichbare und Nichtbefragbare, in: Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie, 43, 1991, S. 106-137.

Statistisches Bundesamt: Merkmale einer allgemeinen Standarddemographie. Gegenüberstellung soziodemographischer Variablen aus dem Mikrozensus, der Einkommens- und Verbrauchsstichprobe, der Volkszählung und der Standarddemographie des Zentrums für Umfragen, Methoden und Analysen. Wiesbaden, Schriftenreihe Ausgewählte Arbeitsunterlagen der Bundesstatistik, Heft 4, 1988.

Thomsen, Ib, und *Erling Siring:* On the Causes and Effects of Nonresponse: Norwegian Experience, in: *William G. Madow* und *Ingram Olkin* (Hrsg.), Incomplete Data in Sample Surveys, Vol. 3: Proceedings of the Symposium, New York 1983, S. 24-59.

Wasmer, Martina, Achim Koch und *Michael Wiedenbeck:* Methodenbericht zur „Allgemeinen Bevölkerungsumfrage der Sozialwissenschaften" (Allbus) 1990, Mannheim, ZUMA Arbeitsbericht Nr. 13, 1991.

Wiedenbeck, Michael: Zur Repräsentativität bundesweiter Befragungen - Ein systematischer Mittelstands-Bias?, Mannheim, ZUMA-Technischer Bericht Nr. 6, 1984.

Korrespondenzanschriften: Dr. Peter H. Hartmann, Forschungsinstitut für Soziologie, Universität zu Köln, Greinstr. 2, 5000 Köln 41; Dipl.-Soz. Bernhard Schimpl-Neimanns, ZUMA, Zentrum für Umfragen, Methoden und Analysen, B2, 1, 6800 Mannheim 1