SSOAR

Open Access Repository
www.ssoar.info

Affirmative Repräsentativitäts"beweise" oder Test konkreter Hypothesen zu Verteilungsabweichungen?

Hartmann, Peter H.; Schimpl-Neimanns, Bernhard

Veröffentlichungsversion / Published Version
Zeitschriftenartikel / journal article

Empfohlene Zitierung / Suggested Citation:
Hartmann, P. H., & Schimpl-Neimanns, B. (1993). Affirmative Repräsentativitäts"beweise" oder Test konkreter Hypothesen zu Verteilungsabweichungen? *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie*, *45*(2), 359-365. https://nbn-resolving.org/urn:nbn:de:0168-ssoar-49417

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

AFFIRMATIVE REPRÄSENTATIVITÄTS„BEWEISE" ODER TEST KONKRETER HYPOTHESEN ZU VERTEILUNGSABWEICHUNGEN?

Von Peter H. Hartmann und Bernhard Schimpl-Neimanns

Zusammenfassung. In der Umfrageforschung wird traditionell versucht, die Qualität realisierter Stichproben durch Vergleiche mit amtlichen Daten zu verifizieren. Dies basiert auf einer fragwürdigen Logik. Im Gegensatz dazu wurde von uns 1992 eine Falsifikation konkreter Hypothesen über die Effekte demographischer und sozioökonomischer Variablen auf die Teilnahmewahrscheinlichkeit versucht. Wegen ihrer Größenordnung können die gefundenen Verteilungsabweichungen nicht durch unscharfe Kategorien oder Item-Nonresponse erklärt werden. Weiterhin erweisen sich die Ergebnisse auch bei Berücksichtigung der unterschiedlichen Erhebungsdesigns als stabil. Erhebungen bei Personen, die an Umfragen nicht teilnehmen, stoßen ihrerseits auf Nonresponse-Probleme. Vergleiche von Umfrageergebnissen mit amtlichen Daten bleiben deshalb auch in Zukunft unverzichtbar. Besondere Beachtung sollte dabei den Verteilungen der Merkmale Haushaltsgröße und Bildungsabschluß geschenkt werden. Eine Replikation unserer Untersuchung mit anderen Bevölkerungsumfragen ist wünschenswert.

I. Einleitung

Der Anspruch auf Repräsentativität einer Stichprobe wird für die meisten Bevölkerungsumfragen erhoben.[1] In der Regel sind Sozialforscher wie amtliche Statistiker an der hinreichend guten Schätzung von Größen, Anteilen oder Parametern der Grundgesamtheit interessiert. Repräsentative Stichproben sollen dies erlauben.

Zu Recht kritisieren Rendtel und Pötter die affirmative Logik traditioneller Repräsentativitätsprüfungen. Bei diesen wird - mit dem Ziel eines „Beweises" der Repräsentativität - für amtliche Statistik und empirische Sozialforschung nach gemeinsamen Merkmalen gesucht. Aus der Übereinstimmung der Randverteilungen dieser Merkmale zwischen amtlicher Statistik und Umfrageforschung wird auf die Validität der interessierenden Merkmale der Stichprobe geschlossen. Unsere Untersuchung verfolgte eine ganz andere Zielrichtung.

Es wurden Hypothesen über zu erwartende Abweichungen zwischen Allbus und Mikrozensus formuliert. Anlaß gab die langjährige Beobachtung systematischer Abweichungen bei univariaten Randverteilungen bestimmter Variablen. Die Hypothesen wurden anhand des empirischen Materials getestet. Dabei wurde in besonderem Maße auf das Problem der Vergleichbarkeit der Erhebungen geachtet.

Weiterhin wurden Hypothesen über mögliche Ursachen der Abweichungen auf-

* Für wertvolle Hinweise danken wir Siegfried Gabler und Christof Wolf. Für eventuelle Fehler und Schwächen der Argumentation bleiben die Autoren selbst verantwortlich.

1 Für das Sozio-ökonomische Panel drückt dies z.B. Rendtel (1988) bereits im Titel seines Aufsatzes aus.

gestellt. Logistische Regressionsanalysen dienten der Falsifikation einiger Hypothesen, während andere, insbesondere die über den Effekt des Bildungsabschlusses auf die Teilnahmewahrscheinlichkeit, nicht widerlegt werden konnten.

II. Unterschätzung der Größenordnung des Problems

Die Größenordnungen der Abweichungen zwischen amtlicher Statistik und Umfrageforschung sind bei einigen Variablen beträchtlich. Sie betragen bei Einpersonenhaushalten und beim Hauptschulabschluß ohne Berufsausbildung regelmäßig jeweils etwa 10 Prozentpunkte. Wir halten regelmäßig auftretende Abweichungen dieser Größenordnung für erklärungsbedürftig.

Rendtel und Pötter bieten keine befriedigenden eigenen Erklärungen an, sondern versuchen unsere Erklärungen mit Hilfe stichprobentheoretischer und erhebungstechnischer Argumente zu widerlegen. Sie behaupten, daß wir stichprobenbedingte Abweichungen des Mikrozensus von der Grundgesamtheit und erhebungstechnisch bedingte Abweichungen des Mikrozensus sowohl vom Allbus als auch von der Volkszählung nicht genug berücksichtigen.[2]

Die hochgerechnete Abweichung von ca. 600.000 Einpersonenhaushalten zwischen Volkszählung und Mikrozensus 1987 wirkt dramatisch. Berechnet man den Anteil der Einpersonenhaushalte an allen Privathaushalten mit deutscher Bezugsperson für das Jahr 1987 nach Mikrozensus und Volkszählung, so ergibt sich eine Prozentsatzdifferenz von 1,5 Prozentpunkten. Zwischen Allbus und Mikrozensus treten dagegen beim Anteil der Einpersonenhaushalte Prozentsatzdifferenzen von 12,5 (1986) bzw. 9,7 (1988) auf.[3] Die Differenzen zwischen Allbus und Mikrozensus bei den Einpersonenhaushalten sind also sechs- bis achtmal größer als die zwischen Mikrozensus und Volkszählung.

Rendtel und Pötter argumentieren, daß die regelmäßig auftretenden Abweichungen zwischen Allbus und Mikrozensus beim Merkmal Haushaltsgröße durch die Unschärfe der Definition dieses Merkmals bedingt seien. Interviewer könnten eigenmächtig je nach Anreizstruktur zur Definition kleiner (Mikrozensus) oder größerer Haushalte (Volkszählung) neigen. Um die Unterschiede beim Anteil der Einpersonenhaushalte so zu erklären, müßten die Interviewer beim Allbus Befragte in sechs- bis achtmal so starkem Ausmaß in Mehrpersonenhaushalte eingruppieren wie bei der Volkszählung. Bei dieser hatten die Interviewer nach Rendtel und Pötter bereits den zum Mikrozensus „direkt entgegengesetzten" Anreiz, „nämlich möglichst wenige Haushalte zu identifizieren". Eine solch extreme Anreizstruktur für Interviewer der empirischen Sozialforschung wäre in der Tat berichtenswert!

---

2 Rendtel und Pötter behaupten, wir hätten die Daten des Mikrozensus als „wahre Werte" betrachtet. Zur Widerlegung dieser Unterstellung verweisen wir auf die anderslautende Darstellung auf den Seiten 328ff. unseres Aufsatzes.

3 Beim Mikrozensus 1987 standen 35,0 Prozent Einpersonenhaushalte 33,5 Prozent bei der Volkszählung gegenüber; allerdings ist ein Teil dieser Abweichung durch unterschiedliche Haushaltskonzepte bedingt (Wedel 1989). Bei entsprechenden Vergleichen zwischen Mikrozensus und Allbus (Hartmann 1990) ergeben sich Differenzen von 34,6 (Mikrozensus 86) zu 22,1 Prozent (Allbus 86) bzw. von 35,3 (Mikrozensus 88) zu 25,6 Prozent (Allbus 88).

Beim Merkmal Bildungsabschluß versuchen Rendtel und Pötter, die Differenzen zwischen Allbus und Mikrozensus mit dem – in der Tat bis 1991 nicht eindeutig dokumentierbaren – Item-Nonresponse beim Merkmal Allgemeinbildender Schulabschluß im Mikrozensus plausibel zu machen.

Das von uns verwendete Merkmal ist eine Kombination des allgemeinen mit dem beruflichen Ausbildungsabschluß. Im Gegensatz zum allgemeinen Schulabschluß ist im Mikrozensus beim beruflichen Ausbildungsabschluß eine Ermittlung des Item-Nonresponse problemlos möglich: 0,8 Prozent im Jahr 1989 bei den Deutschen in Privathaushalten im Alter von 18 und mehr Jahren. Beim Allbus 1990 betrug der Item-Nonresponse hier 1,2 Prozent. Auf die von uns verwendete Restkategorie Hauptschule entfallen im Allbus 47,2 Prozent Personen mit Hauptschulabschluß, 2,2 Prozent ohne Abschluß und 0,8 Prozent ohne Angabe. In der Summe ergeben sich 50,2 Prozent beim Allbus gegenüber 62,0 Prozent beim Mikrozensus. Um eine Abweichung von 11,8 Prozent mit Item-Nonresponse zu erklären, müßte der Item-Nonresponse beim Mikrozensus ein Vielfaches des Item-Nonresponse beim Allbus (0,8 Prozent) betragen! Dies ist hinsichtlich der Größe des Item-Nonresponse beim beruflichen Bildungsabschluß höchst unplausibel.[4]

III. Formale Kritik statistischer Details statt konstruktiver Diskussion

In der Tat gibt es eine Vielzahl unterschiedlicher Definitionen des Begriffs „Repräsentativität". So diskutieren Kruskal und Mosteller (1979b: 245) neun verschiedene Bedeutungen von „representative sampling". Das Bild einer Stichprobe als Miniatur der Grundgesamtheit ist eine der möglichen Bedeutungen. Wie Kruskal und Mosteller (1979a: 119) feststellen, ist diese Vorstellung im Fall der simultanen Betrachtung einer Vielzahl von Variablen problematisch. Wo die „Vielzahl" von Variablen beginnt, lassen sie allerdings offen.

Von einem Verbot, Stichproben mit Grundgesamtheiten hinsichtlich bestimmter Merkmale oder Merkmalskombinationen zu vergleichen, kann aber auch bei Kruskal und Mosteller keine Rede sein. In der Tat stellen sie sogar diverse Ansätze zur Messung von Repräsentativität vor (1979b: 261ff.).

Es ist unstrittig, daß Alter und Geschlecht zentrale Merkmale der Demographie, Beruf und Bildung zentrale Merkmale der Sozialstrukturforschung sind. Unsere Frage war, ob mit Umfragedaten problemlos Sozialstrukturanalysen möglich sind. Im Fall des Vergleichs von Allbus und Mikrozensus gibt es darüber hinaus nur eine endliche, relativ kleine Zahl von Variablen, die sich in beiden Erhebungen in vergleichbarer Form findet.

Im Kontext unserer Tabelle 6 verweisen Rendtel und Pötter auf das Problem des multiplen Testens.[5] Diese Tabelle ist aber auch eher als Zusammenfassung unserer

4 Einen externen Beleg für die Korrektheit der amtlichen Angaben beim Merkmal Bildungsabschluß gibt übrigens auch die Hochsschulstatistik, die mit den Ergebnissen des Mikrozensus jedenfalls deutlich besser übereinstimmt als mit den Ergebnissen des Allbus, der die Zahl der Hochschulabsolventen überschätzt (Hoffmeyer-Zlotnik und Hartmann 1991; Esser et al. 1989: 131).

5 Unter der Annahme, daß die Tests unabhängig wären, ergibt sich ein Signifikanzniveau von

eindimensionalen Vergleiche gemeint. Die Vielzahl eindimensionaler Vergleiche erschien uns schon deshalb erforderlich, um die Größe und die Form der Abweichungen nachvollziehbar beschreiben zu können. Die späteren multivariaten Analysen vermeiden selbstverständlich dieses Problem.

IV. Angebliche Ignoranz der Stichprobendesigns

Wie Rendtel und Pötter richtig „vermuten", liegt dem von uns verwendeten methodischen Ansatz die Annahme der Binomial- bzw. Multinomialverteilung zugrunde; wir verwiesen explizit auf die ausführlichere Darstellung der Analysemethode in Arminger (1990). Mit den verwendeten Logit-Modellen konnte getestet werden, ob die Verteilungen des Allbus und des Mikrozensus sich signifikant unterscheiden und welche Merkmale in welcher Stärke zu den Verteilungsabweichungen beitragen.

Die Frage von Rendtel und Pötter: „Aus welcher Grundgesamtheit ist denn dann die Allbusstichprobe?" ist einfach zu beantworten: Was spricht dagegen, die Grundgesamtheit gedanklich in zwei Segmente zu unterteilen: in ein Segment von Personen, die an einer Umfrage teilnähmen und in ein Segment von Personen, die nicht teilnehmen würden? Wegen der vernachlässigbar kleinen Zahl von Ausfällen im Mikrozensus kann praktisch davon ausgegangen werden, daß der Mikrozensus Daten beider Segmente erfaßt. Die Antwort lautet also: Die Allbusstichprobe ist aus dem Segment der Respondenten, und dieses ist verschieden von dem der Mikrozensuspopulation der Respondenten *und* Nonrespondenten. Das bedeutet, daß ohne Korrektur dieser Selektivität die Variablen Bildungsabschluß und Stellung im Beruf beim Allbus keine ungewichteten Schätzungen für die Verteilungen in der Grundgesamtheit erlauben.

Rendtel und Pötter bringen gegen diese Befunde statistische Einwände vor, die sich auf die Verletzung von Verteilungsannahmen konzentrieren. Die Einheiten des Mikrozensus haben unterschiedliche Ziehungswahrscheinlichkeiten, weil aufgrund der Eigenschaft einer Klumpenstichprobe Abhängigkeiten zwischen den Beobachtungen sowohl innerhalb der Auswahlbezirke als auch innerhalb der Haushalte bestehen. In den Logit-Modellen wären diese Abhängigkeiten in Form von Intraklassenkorrelationen zu berücksichtigen.

Zur Kritik am verwendeten Superpopulationsansatz (Abschnitt 7) ist zu bemerken, daß beim Mikrozensus Schätzungen, in denen exakt die unterschiedlichen Stichproben- und Antwortmechanismen modelliert werden, schon allein deshalb nicht möglich sind, weil die Auswahlmerkmale der statistischen Geheimhaltungspflicht unterliegen und diese differenzierten Mikrozensusdaten nicht weitergegeben werden. Der Haushaltszusammenhang in den Daten kann erst seit kurzem mittels faktisch anonymisierter Einzeldaten aus dem Mikrozensus ermittelt werden. Die von Rendtel und Pötter vorgeschlagene Berücksichtigung von Stichproben- und Selektionsmechanismen bei der Untersuchung von Verteilungsabweichungen ist damit in der Praxis unmöglich.

Bei der Berücksichtigung der Überdispersion ist man nicht auf die von Rendtel und Pötter diskutierte Schätzung angewiesen. Dieses Verfahren ist hier völlig unan-

rund 30 Prozent und nicht von 36 Prozent, wie Rendtel und Pötter unter Ausnutzung der Fehler eines groben Schätzverfahrens fälschlich behaupten, vgl. dazu aber Rendtel und Pötter (1992: 9).

gebracht (Anderson 1988). Für den Mikrozensus wurden Fehlerrechnungen durchgeführt, in die alle Einzelheiten des Auswahlplanes eingegangen sind, und zwar sowohl auf der Ebene der Auswahlbezirke als auch auf der Haushaltsebene. Die für rund 300 mehrdimensionale Tabellen berechneten korrekten Varianzen wurden den Varianzen gegenübergestellt, die bei vereinfachter Annahme einer ungeschichteten Auswahl ohne Klumpung ermittelt werden.[6] Daraus wurde der sogenannte Zuschlagsfaktor zum relativen Standardfehler für den Designeffekt abgeleitet (vgl. Herberger 1985: 29-33; Krug und Nourney 1987: 78-85, 180-183). Diese quadrierten Zuschlagsfaktoren können als Schätzung der Überdispersion für jede Merkmalskombination verwendet werden, um die Varianzen der Mikrozensusbeobachtungen zu korrigieren.

Wir haben eine Reihe von Modellen mit und ohne Berücksichtigung des Design-Effekts, der bei unseren Tabellen durchschnittlich 1,5 beträgt, berechnet und miteinander verglichen. In keinem Fall ergab sich eine Veränderung der Ergebnisinterpretation, selbst wenn man die Varianzkorrektur für die Überdispersion im Mikrozensus verdoppelt. Offenbar führt die Verletzung von Verteilungsannahmen zu keinen schwerwiegenden Fehlern. Auch wenn dieses Vorgehen nicht jeden Statistiker zufriedenstellen mag, wird man bei der Analyse von Mikrozensustabellen kaum praktikablere Verfahren finden.

Die Behauptung von Rendtel und Pötter, in unseren Analysen werde das Allbus-Designgewicht, im wesentlichen der Kehrwert der sogenannten reduzierten Haushaltsgröße, nicht berücksichtigt, ist schlicht falsch. Alle personenbezogenen Auswertungen wurden von uns sowohl ungewichtet als auch mit dem Designgewicht gewichtet berichtet. Wie den Tabellen zu entnehmen ist, zeigen sich bei den Verteilungen der sozioökonomischen Variablen sehr geringe Unterschiede, bei den demographischen Variablen, die mit der Haushaltsgröße stärker korreliert sind, sind die Unterschiede bedeutender. Wir haben gezeigt, daß die Design-Gewichtung der Allbusdaten häufig sogar die Verteilungsabweichungen gewisser Merkmale noch vergrößert, obwohl dieses Vorgehen stichprobentheoretisch richtig und nötig ist. Unsere Ergebnisse multivariater Modelle mit gewichteten Allbusdaten zeigen durchweg eine schlechtere Anpassung als die theoretisch falschen Modelle, in denen die Auswahl der Allbusdaten nicht berücksichtigt wird.

Hinsichtlich der Kritikpunkte Überdispersion und Auswahlwahrscheinlichkeiten halten wir fest und wiederholen die bereits getroffene Aussage: Es ist zu vermuten, daß Designunterschiede bei Mikrozensus und Allbus einen zu vernachlässigenden Einfluß auf die von uns untersuchten Verteilungsabweichungen haben.

V. Wo sind Daten für die Empirie, von der Rendtel und Pötter träumen?

Das Problem des Unit-Nonresponse führt in der Tat zum Fehlen von Daten, die für unverzerrte Schätzungen gebraucht werden. Klassische Nonresponse-Studien versuchen, Informationen über die nichtteilnehmenden Personen direkt zu erheben. Dies

6 Rendtel und Pötter weisen darauf hin, daß sich durch die Klumpenauswahl die Varianz gegenüber einer reinen Zufallsauswahl im allgemeinen erhöht. Sie übersehen dabei, daß die Schichtung der Auswahleinheiten im Mikrozensus die Varianz im Vergleich zur reinen Zufallsauswahl verringert.

geschieht etwa über Nachbefragungen oder Ermittlungen im sozialen Umfeld nichtbefragbarer Personen. Aber auch bei Nacherhebungen gelingt es nie, Daten über alle Nichtteilnehmer zu erhalten. Schon aus rechtlichen Gründen verbietet sich die Gewinnung und Speicherung von Daten über Personen, die bewußt die Teilnahme an einer Untersuchung verweigern.

Der Anteil der Nichtteilnehmer an Erhebungen, die später an Nonresponse-Studien teilnehmen, ist eher gering. So gelang bei der Allbus-Nonresponse-Studie die Nachbefragung lediglich bei 31 Prozent der Nichtteilnehmer an der Hauptbefragung, was Erbslöh und Koch (1988: 37) wie folgt kommentieren: „Offensichtlich ist damit die Nonresponse-Studie selbst mit einem nicht unerheblichen Nonresponse-Problem konfrontiert – ein Tatbestand, der im übrigen bei den meisten ähnlich gelagerten Untersuchungen in mehr oder minder großem Ausmaß auftritt." Außerdem ist zu vermuten, daß die Teilnehmer an einer Nonresponse-Untersuchung den Teilnehmern an der entsprechenden Hauptuntersuchung ähnlicher sind als diejenigen, die weder an Hauptuntersuchung noch an der Nonresponse-Untersuchung teilgenommen haben. „Insgesamt deuten diese Ergebnisse daraufhin, daß die 'typischen' Non-Responses ... auch an der telefonischen Zusatzbefragung nicht teilgenommen haben" (Erbslöh und Koch: 39).

Wir geben gerne zu, daß auch unsere indirekte Schätzung der Eigenschaften nichtteilnehmender Personen aus Daten der amtlichen Statistik Nachteile hat. Insbesondere können nur solche potentiellen Ursachen des Nonresponse ermittelt werden, die sich in den groben Kategorien der amtlichen Statistik ausdrücken lassen. Dagegen kann eine Nonresponse-Untersuchung im Prinzip theoretisch relevante, z.B. motivationale Variablen erheben.[7]

Schlagen Rendtel und Pötter tatsächlich vor, externe Validierungen für unzulässig zu erklären? Falls ja, welche Möglichkeiten gibt es für sie, die Güte einer realisierten Stichprobe festzustellen?

Anstelle eines statistisch verbrämten Verdikts gegen multivariate Techniken des Vergleichs amtlicher Daten mit Umfrageresultaten empfehlen wir Rendtel und Pötter, unsere Hypothese des Ausfalls der unteren Bildungsgruppen empirisch zu falsifizieren.[8] Da eine Falsifikation am Allbus nicht gelungen ist, bieten sich nun zentrale andere Stichprobenuntersuchungen der empirischen Sozialforschung als Prüfinstanzen an, wie etwa das Sozio-ökonomische Panel des Deutschen Instituts für Wirtschaftsforschung und die Lebensverlaufsstudie des Max-Planck-Instituts für Bildungsforschung.[9]

---

7 Hypothesen über kausale Mechanismen, etwa darüber, welche Aspekte der Bildung Nonreponse verursachen, müssen in der Tat anders getestet werden. Mit welchen Daten dies glaubwürdig geschehen kann, verraten uns Rendtel und Pötter leider nicht.

8 Gegebenenfalls könnten dabei mathematisch verfeinerte Schätztechniken zum Einsatz kommen, insbesondere für komplexe Stichprobendesigns. Nützlicher als eine Kritik statistischer Details mit dem Ziel, Rückschlüsse aus amtlichen Daten auf die Qualität von Sozialforschungserhebungen zu diskreditieren, wären Hinweise zur Verbesserung der Schätztechnik bei derartigen Verfahren. Rendtel und Pötter (1992) lassen sich über den „Unsinn" von Repräsentativitätsstudien aus, ohne Kriterien für deren *sinn*vollen Einsatz anzugeben. Ihre Kritik ist damit wenig konstruktiv.

9 Solche Falsifikationsversuche sind übrigens für die Produzenten der Stichprobenerhebungen mit geringerem Risiko verbunden, als gemeinhin vermutet wird: „We note in passing

Eine explizite, überprüfbare Berichterstattung über die Gründe und Auswirkungen von Stichprobenausfällen sollte zum Bestandteil jeder seriösen Sozialberichterstattung gehören. Für den Allbus wurde ein erster Schritt getan, auf die Ergebnisse bei anderen Sozialforschungserhebungen sind wir gespannt!

Literatur

Anderson, Dorothy A., 1988: Some Models for Overdispersed Binomial Data, The Australian Journal of Statistics 30: 125-148.

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

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

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

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

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

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

Kruskal, William, und *Frederick Mosteller*, 1979a: Representative Sampling, II: Scientific Literature, Excluding Statistics, International Statistical Review 47: 111-127.

Kruskal, William, und *Frederick Mosteller*, 1979b: Representative Sampling, III: The Current Statistical Literature, International Statistical Review 47: 245-265.

Rendtel, Ulrich, 1988: Repräsentativität und Hochrechnung der Datenbasis. S. 279-286 in: *Hans-Jürgen Krupp* und *Jürgen Schupp* (Hg.): Lebenslagen im Wandel: Daten. Frankfurt a.M./New York: Campus.

Rendtel, Ulrich, und *Ulrich Pötter*, 1992: Über Sinn und Unsinn von Repräsentativitätsstudien, DIW Diskussionspapier Nr. 61. Berlin: Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung.

Wedel, Edgar, 1989: Haushalte 1987 – Methode und Ergebnis der Volkszählung, Wirtschaft und Statistik, Heft 5/1989: 273-276.

Korrespondenzanschriften: Dr. Peter H. Hartmann, Forschungsinstitut für Soziologie, Universität zu Köln, Greinstr. 2, 50939 Köln-Sülz; Dipl.-Soz. Bernhard Schimpl-Neimanns, ZUMA, Zentrum für Umfragen, Methoden und Analysen, B2, 1, 68159 Mannheim

that authors rarely find the comparisons so frightful that they are deterred from analyzing the outcome variables in the simplest possible way" (Kruskal und Mosteller 1979b: 263).