

## Interviewereffekte in Umfrageergebnissen: eine log-lineare Analyse

Hoag, Wendy J.

Veröffentlichungsversion / Published Version  
Zeitschriftenartikel / journal article

Zur Verfügung gestellt in Kooperation mit / provided in cooperation with:  
GESIS - Leibniz-Institut für Sozialwissenschaften

### Empfohlene Zitierung / Suggested Citation:

Hoag, W. J. (1980). Interviewereffekte in Umfrageergebnissen: eine log-lineare Analyse. *ZUMA Nachrichten*, 4(7), 5-15. <https://nbn-resolving.org/urn:nbn:de:0168-ssoar-210640>

### 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.

## INTERVIEWEREFFEKTE IN UMFRAGEERGEBNISSEN: EINE LOG-LINEARE ANALYSE

Bei der Bedeutung, die das mündliche Interview für die empirische Sozialforschung besitzt, stellt die Beeinflussung des Befragtenverhaltens durch Verhaltensweisen oder Merkmale der Interviewer einen wichtigen Forschungsgegenstand dar. Im Rahmen der ZUMA-Forschungen zur Methodenentwicklung wurden Interviewereffekte bisher u.a. in Bezug auf die Erfassung politischer Einstellungen durch "offene" Fragen (KLINGEMANN, 1978) und in Hinsicht auf die Auswirkung unterschiedlicher Schulungsbedingungen und Erfahrungen der Interviewer (WEGENER, 1980) untersucht. Außerdem arbeitet ZUMA kontinuierlich an der Erweiterung seines Datenbestands, in dem Daten von Befragtenpopulationen mit solchen, die aus Selbstinterviews und Merkmalsbeschreibungen der Interviewer gewonnen wurden, zusammengeführt werden. Der nachstehende Beitrag berichtet über ein Verfahren, mit dessen Hilfe Interviewereffekte auf der Basis solcher Daten analysiert werden können.

Wir gehen davon aus, daß die Erfassung von Interviewereffekten im Sinne von Wirkungen sichtbarer Merkmale des Interviewers am aussichtsreichsten im Rahmen eines definierten Modells erfolgt. Als ein solches bietet sich das log-lineare Modell der Tabellenanalyse an, das eine Übertragung der Varianzanalyse auf logarithmierte Häufigkeitsdaten darstellt. Dieses Modell, ursprünglich von BARTLETT (1935) vorgeschlagen und u.a. von GOODMAN (1970, 1972) weiterentwickelt, hat zwei wichtige Vorteile:

1. Es ist ein wohldefiniertes Modell mit klar spezifizierten, inhaltlich deutbaren Elementen;
2. es liefert formale Anpassungskriterien, nach denen beurteilt werden kann, ob das Modell mit den Daten übereinstimmt oder nicht. Außerdem sind Entscheidungsverfahren verfügbar, mit denen bestimmt werden kann, welche Elemente des Modells erforderlich sind, um die Daten zu beschreiben, und welche eliminiert werden können.

Angewandt auf die Frage nach Interviewereffekten kann mit Hilfe dieses Modells untersucht werden, welche Typen von Interviewereffekten zu unterscheiden sind und ob bei einer bestimmten Frage eines Interviews diese Interviewereffekte bedeutsam sind oder nicht.

## Datenbeispiel: Geschlechtseffekte

Zur Erläuterung betrachten wir ein Datenbeispiel aus einer Umfrage, die 1978 in Baden-Württemberg durchgeführt wurde und in der die folgende Frage enthalten war: "Ich habe hier eine Liste, auf der einige Meinungen stehen, die man öfter hört. Bitte sagen Sie mir zu jedem dieser Sätze, ob sie ihm voll zustimmen, eher zustimmen, ihn eher ablehnen oder stark ablehnen." Eine der von den Befragten zu beurteilenden Aussagen lautete: "Die meisten wichtigen Entscheidungen im Leben einer Familie sollten vom Mann als Haushaltsvorstand getroffen werden." Befragt wurden 420 Männer und 528 Frauen. 531 Interviews wurden von männlichen, 417 Interviews von weiblichen Interviewern durchgeführt.

Es liegt nahe, die Antworten auf diese Frage zunächst einfach in Abhängigkeit vom Geschlecht des Interviewers zu betrachten. Die entsprechende Kreuztabelle ist als Tabelle 1 wiedergegeben.

wichtige Entscheidungen		Geschlecht des Interviewers	
		M	W
Mann			
stimme voll zu	(1)	12.0	8.7
stimme eher zu	(2)	21.4	16.4
lehne eher ab	(3)	39.8	28.9
lehne stark ab	(4)	26.8	46.5
% (N)		100.0 (527)	100.0 (415)

Tab. 1

Offensichtlich gibt es hier einen Effekt: Gegenüber einer Interviewerin wird das Statement deutlich häufiger abgelehnt als gegenüber einem männlichen Interviewer. Diese Betrachtungsweise hat jedoch den Nachteil, daß das Geschlecht des Befragten nicht einbezogen wird. Außerdem könnte der aus Tabelle 1 abzulesende Effekt Ausdruck einer Scheinbeziehung sein, falls ihm nämlich statistische Zusammenhänge zwischen dem Geschlecht des Befragten und dem Geschlecht des Interviewers zugrundeliegen. All dies kann zwar in

# ZUMA

einer umfangreicheren Tabelle dargestellt werden; aber die 2 x 2 x 4 - Tabelle, die sich bei den drei betrachteten Variablen ergibt, ist nicht mehr ohne weiteres zu überschauen. Hier helfen auch Prozentuierungen nicht weiter. In Tabelle 2 sind in Spalte (4) die absoluten Häufigkeiten eingetragen, die sich bei der vollständigen Kreuztabellierung der drei Variablen I (= Interviewergeschlecht), B (= Befragten-geschlecht) und Z (= Zustimmungsausprägung; vgl. Tabelle 1) ergeben. Die weiteren Spalten der Tabelle 2 werden später erläutert.

I	B	Z	Beobachtete Häufigkeit	Berechnete Häufigkeit (BZ, BI)	Berechnete Häufigkeit (BZ, BI, IZ)
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
M	M	1	30	28.211	31.386
M	M	2	70	62.191	66.045
M	M	3	113	101.943	111.016
M	M	4	55	75.656	59.553
M	W	1	33	26.197	31.614
M	W	2	43	41.519	46.955
M	W	3	97	84.521	98.984
M	W	4	86	106.763	81.447
W	M	1	14	15.789	12.614
W	M	2	27	34.809	
W	M	3	46	57.057	47.984
W	M	4	63	42.344	58.448
W	W	1	20	26.803	21.386
W	W	2	41	42.481	37.045
W	W	3	74	86.479	72.016
W	W	4	130	109.237	134.552

Tab. 2

# ZUMA

---

Um die komplexen Beziehungen zu erfassen, die in dieser Häufigkeitsverteilung verborgen sind, müssen wir die Beobachtungen in ein Modell überführen. Als Komponenten enthält das Modell die Effektparameter. Im Drei-Variablen-Fall, auf den wir uns beschränken, sind folgende Typen von Effektparametern zu unterscheiden:

1. Effekte der Randverteilungen,
2. Effekte der Beziehungen zwischen Variablen,
3. Effekte von Interaktionen zwischen Variablen.

Das log-lineare Modell ist hierarchisch, und man kann unterschiedliche Modellformen konstruieren, je nachdem welche Effektparameter berücksichtigt werden. Das einfachste Modell enthält nur die Randverteilungen der drei Variablen. In diesem Fall wird angenommen, daß die drei Variablen im statistischen Sinn unabhängig voneinander sind. Das populäre Modell des Chi-Quadrat-Tests für eine zweidimensionale Tabelle ist insofern ein Spezialfall des log-linearen Modells: Weder für die Tabelle AB, noch für AC, noch für BC besteht eine signifikante Beziehung. Dieses einfache log-lineare Modell postuliert in unserem Beispiel also nicht nur das Fehlen eines Effekts des Geschlechts des Interviewers; auch zwischen dem Geschlecht des Befragten und seiner Antwort gibt es keine Beziehung. Das aber heißt: Wenn wir wissen, wieviele Interviewer und wieviele Befragte männlich bzw. weiblich sind, und wenn wir wissen, wieviele Befragte mit "Ja" oder "Nein" (bei entsprechend dichotomer Verschlüsselung der Zustimmungsvorgaben) geantwortet haben, können wir mit diesem Wissen und der statistischen Definition der Unabhängigkeit eine hypothetische drei-dimensionale Tabelle beschreiben, in der weder das Geschlecht des Befragten noch das Geschlecht des Interviewers Einfluß auf die geäußerte Meinung der Befragten haben. Ein Chi-Quadrat-Test (für den Pearsons Chi-Quadrat oder das Likelihood-Ratio-Chi-Quadrat verwendet werden kann) liefert statistische Entscheidungskriterien dafür, ob die Übereinstimmung dieses reinen "Randverteilungseffektmodells" mit der beobachteten Häufigkeitstabelle groß genug ist, um dieses spezielle Modell zu akzeptieren bzw. um es bei statistisch unzulässigen Diskrepanzen zu verwerfen.

Die nächste Ebene der Komplexitätssteigerung des Modells besteht darin, dem Randverteilungsmodell Parameter für die Beziehungen hinzuzufügen. Drei Parameter kommen in Frage, nämlich jeweils einer für die Beziehungen BI, BZ und IZ. Da Interviewereffekte untersucht werden, sind zwei dieser Beziehungen

---

allerdings eher uninteressant. BI drückt einen Zusammenhang zwischen dem Geschlecht des Interviewers und dem Geschlecht des Befragten aus. Im vorliegenden Fall ist ein solcher Zusammenhang kaum aussagekräftig: Die Erhebung sah keine systematische Variation des Interviewer- und Befragtengeschlechts vor, so daß der Effektparameter für BI, der zur Beschreibung der Daten tatsächlich benötigt wird, lediglich Ausdruck der zufälligen Zusammensetzung des Interviewerstabs und der Befragtenpopulation ist. BZ steht für den Zusammenhang zwischen der Zustimmungsausprägung des Befragten und seinem Geschlecht. Es ist nicht zu erwarten, daß wir die Daten ohne einen entsprechenden Effektparameter befriedigend beschreiben können; daß Männer eher auf dem "Herr im Haus"-Standpunkt stehen als Frauen, ist auch ohne Umfrage klar. Inhaltlich freilich interessiert dieser Zusammenhang, wenn es um Interviewereffekte geht, ebenfalls nicht. Kritisch ist mithin allein der Effektparameter für IZ: Macht es bei der Zustimmung zu dem Statement einen Unterschied, ob die Frage von einer Frau oder einem Mann gestellt wird? In der Sprache des log-linearen Modells ist dies die Frage nach der Notwendigkeit eines Parameters für IZ.

## Entscheidung zwischen Modellen

Auf dieser Ebene der Komplexität des Modells lassen sich jetzt drei Modellversionen unterscheiden.

1. Die erste enthält alle Randverteilungseffekte sowie die Beziehungseffekte BZ und BI. Dieses Modell postuliert also das Fehlen eines Zusammenhangs zwischen Geschlecht des Interviewers und der Meinungsäußerung des Befragten. Paßt dieses Modell auf die Daten? Spalte (5) der Tabelle 2 enthält die hypothetischen Zellenhäufigkeiten, die das Modell berechnet. Die Prüfgröße  $\chi^2_{LR}$  ist 36.93 (Pearsons  $\chi^2 = 37,33$ ) bei 6 Freiheitsgraden. Die Abweichung zwischen Daten und Modell ist mit  $p = 0.000$  hoch signifikant. Ohne einen Interviewereffekt sind die Daten nicht adäquat zu beschreiben.
2. Die zweite Modellversion entspricht der vorherigen mit dem einen Unterschied, daß der Parameter für IZ hinzukommt. Inhaltlich bedeutet dies, daß das Geschlecht des Interviewers einen Einfluß auf die Meinungsäußerung des Befragten haben kann, d.h. daß männlichen Interviewern eher et-

# ZUMA

---

was anderes gesagt wird als weiblichen Interviewern.

Die Werte, die aus diesem Modell berechnet werden, stehen in Spalte (6) von Tabelle 2. Die Abweichung vom Modell ist  $X^2_{LR} = 3.19$  (Pearsons  $\chi^2 = 3.18$ ) bei 3 Freiheitsgraden. Mit  $p = 0.364$  ist die Abweichung nicht signifikant. Dieses Modell ist also eine brauchbare Beschreibung der Daten; die Abweichungen von der hypothetischen Verteilung können als zufällig angesehen werden.

3. Die dritte Ebene der Komplexität wird erreicht, wenn man den Interaktionsparameter BIZ hinzufügt. Inhaltlich heißt dies, daß es für die Meinungsäußerung von Belang ist, ob ein Mann eine Frau interviewt, eine Frau einen Mann befragt, oder ob es sich um ein Interview unter Männern oder unter Frauen handelt. Das Modell mit Interaktionseffekt-Parameter bedeutet also, daß der Einfluß des Interviewergeschlechts durch das Geschlecht des Befragten spezifiziert (oder im Psychologen-Sprachgebrauch: moderiert) wird.

Da es sich um drei Variablen handelt, ist das Modell durch Aufnahme des Parameters BIZ "saturiert"; es stimmt per Definition mit den Daten überein. In unserem Beispiel kommen wir ohne das saturierte Modell und ohne den Interviewer-Interaktionseffekt aus, insofern bereits die Modellversion 2 mit den Effektparametern BZ, BI und IZ zu einer brauchbaren Anpassung führt.

Mit diesem Verfahren wurden zahlreiche weitere Fragen in dieser Untersuchung betrachtet. Die Einzelbefunde können hier nicht dargestellt werden. Man kann aber allgemein feststellen, daß bei all den Fragen, die einen direkten Bezug zu Geschlechtsrollen haben, Einflüsse des Geschlechts des Interviewers wirksam sind. In einigen Fällen liegt außerdem ein Interaktionseffekt im Sinne der Modellversion 3 vor. Diese Ergebnisse können freilich nicht ausschließen, daß neben dem Geschlecht nicht auch andere sichtbare Merkmale der Interviewer einen Einfluß haben könnten.

## Zweite Illustration: Dialekteffekte

Eine Illustration für Interviewereffekte durch andere Merkmale als das Ge-

---

# ZUMA

---

schlecht entstammt einer Untersuchung in Bayern (Dialektzensus: Prof. Dr. Kurt Rein). U.a. wurde erhoben, ob während des Interviews Befragte bzw. Interviewer Dialekt oder Hochdeutsch sprachen. Während die Dialektvariable auf die meisten Fragen des Interviewers keinen Einfluß ausübt, finden sich zum Teil massive Effekte bei denjenigen Fragen, die sich direkt auf Aspekte des Dialektsprechens beziehen. Tabelle 3 gibt ein drastisches Beispiel. Auch hier besteht natürlich die Möglichkeit, daß auch der Sprachgebrauch des Befragten die Antworten beeinflußt. Es liegt ferner ein starker Zusammenhang zwischen Dialektgebrauch des Befragten und Dialektgebrauch des Interviewers vor (Yules Q = 0.69). Wieder hilft hier das analytische Modell, das zeigen kann, ob der Interviewereinfluß genuin oder als "Scheinkorrelation" anzusehen ist.

Hochdeutsch sprechen - kann mich besser ausdrücken	Interviewer	
	Dialekt	Hochdeutsch
stimmt voll und ganz	9.2	57.9
stimmt nur teilweise	23.1	12.1
stimmt nicht	67.7	30.0
% (N)	100.0 (688)	100.0 (247)

Tab. 3

Formal entspricht das Modell dem für den Geschlechtseinfluß. Neben der Variablen "Zustimmungsausprägung" (Z) enthält das Modell jetzt allerdings die Variablen "Dialekt/Hochdeutschsprechen des Interviewers" (I) und "Dialekt/Hochdeutschsprechen des Befragten" (B). Tabelle 4 faßt die Ergebnisse der Modellprüfungen für zwei Fragen zusammen. Für die jeweils sieben Aussagen, die beurteilt werden sollten, ist in der "Modell"-Spalte jeweils angegeben, welches Modell "paßt", d.h. welche Modellparameter erforderlich sind, um die Daten der Tabelle zu beschreiben. In der mit "p" überschriebenen Spalte finden sich die dazugehörigen Wahrscheinlichkeitswerte.

Zusammenfassend läßt sich sagen, daß für die hier betrachteten Statements Interviewereffekte (einfacher Art) angenommen werden müssen. Sie sind teilweise sehr ausgeprägt. Bei der vorliegenden Thematik ist dies vielleicht

---

# ZUMA

---

nicht verwunderlich. Überraschend ist jedoch, daß es für die meisten dieser Aussagen anscheinend gleichgültig ist, ob der Befragte selbst Dialekt spricht oder nicht. Interpretationen für diesen Befund sind nur unter Vorbehalten möglich. Es ist aber denkbar, daß vor allem das Bemühen der Befragten, Unfreundlichkeit gegenüber dem Interviewer zu vermeiden, eine Rolle spielt. Traditionell stellen Erklärungen von Interviewereffekten darauf ab, daß sich die Befragten selbst in ein möglichst günstiges Licht zu setzen suchen; daß sie ihre positiven Eigenschaften und Handlungen übertreiben und ihre negativen eher leugnen. Die vorliegenden Ergebnisse weisen jedoch darauf hin, daß dergleichen Erklärungen offensichtlich zu kurz greifen und ergänzt werden müssen. Es scheint, daß Befragte auch davor zurückschrecken, über den Interviewer ungünstige Aussagen zu machen. Sie wollen freundlich sein und nichts Negatives über offensichtliche Merkmale des Interviewers sagen.

Wenn Sie Hochdeutsch sprechen:	Modell	p
A. Fühle mich überlegen	IZ, BI	0.79
B. Ich finde die richtigen Worte nicht	IZ, BI, BZ	0.11
C. Fühle mich unbehaglich	IZ, BI	0.58
D. Kann mich besser ausdrücken	IZ, BI	0.31
E. Ich spreche ganz natürlich	BIZ	-
F. Ich bin innerlich unsicher	IZ, BI	0.08
G. Ich kann besonders sachlich sprechen	IZ, BI	0.09
Jemand, der Dialekt spricht, ist benachteiligt:		
A. Im Ansehen bei den Nachbarn	IZ, BI	0.40
B. Im beruflichen Fortkommen	IZ, BI	0.47
C. Bei Freunden und Bekannten	IZ, BI	0.31
D. In der Schule	IZ, BI	0.31
E. Bei der Stellungssuche	IZ, BI	0.92
F. Im Umgang mit Behörden	IZ, BI	0.68
G. In einer anderen Gegend	IZ, BI	0.98

Tab. 4

---

# ZUMA

## Komplikationen: Die Anwesenheit Dritter

Obwohl es aus offensichtlichen Gründen vorzuziehen ist, den Befragten allein zu interviewen, finden zahlreiche Interviews in Gegenwart anderer statt. Es ist in der Literatur dokumentiert, daß ein Einfluß Dritter auf die Interviews nicht auszuschließen ist. So berichten z.B. ALLERBECK & ROSENMAJR (1976: 42), daß Töchter, die in Gegenwart ihrer Väter befragt wurden, seltener auf die Frage nach Freunden/Freundinnen männliche Freunde nannten als gleichaltrige weibliche Jugendliche, die nicht in Gegenwart ihrer Eltern befragt wurden.

Geschl. Intv.	M	M	M	M	W	W	W	W
Geschl. Befr.	M	M	W	W	M	M	W	W
Ehep. anwesend	Nein	Ja	Nein	Ja	Nein	Ja	Nein	Ja
stimme voll zu	11.7	9.3	10.4	26.3	7.7	15.2	7.8	5.0
stimme eher zu	25.7	27.8	16.8	15.8	15.4	27.3	15.5	15.0
lehne eher ab	42.5	40.7	37.1	39.5	29.9	33.3	28.6	20.0
lehne stark ab	20.1	22.2	35.7	18.4	47.0	24.2	48.1	60.0
%	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
N	(214)	(54)	(221)	(38)	(117)	(33)	(245)	(20)

Spaltenprozentage

Tab. 5

Das Modell, das hier vorgestellt wird, läßt sich leicht so ausweiten, daß die An- oder Abwesenheit Dritter als weitere Variable Teil des Modells wird. Für das erstgenannte Beispiel aus der Baden-Württemberg-Untersuchung ("Die meisten wichtigen Entscheidungen im Leben einer Familie sollten vom Mann als Haushaltsvorstand getroffen werden.") wurde als vierte Variable dem Modell die An- oder Abwesenheit des Ehegatten hinzugefügt. Die entsprechende Tabelle (Tabelle 5) könnte mit einem saturierten Modell beschrieben

werden, das die vier Randverteilungseffekte, die sechs Beziehungseffekte, die vier Drei-Variablen-Interaktionseffekte und einen Vier-Variablen-Interaktionseffekt enthält. Daß dieses saturierte Modell den Daten entspricht, ist selbstverständlich; aber paßt auch ein einfacheres Modell? Die Analyse ergibt, daß kein einfacheres Modell die Daten adäquat beschreibt, sondern daß das saturierte Vier-Variablen-Modell erforderlich ist. Auf keinen der Effekte kann verzichtet werden. Die inhaltliche Interpretation muß der Komplexität dieser Beziehungseffekte Rechnung tragen. Mit Sicherheit ist eine "Ein-Faktor-Erklärung" (z.B. durch "soziale Erwünschtheit") unangemessen. Der Vorteil des beschriebenen log-linearen Modells besteht also vor allen Dingen darin, diese Komplexität zum Vorschein zu bringen und damit Interpretationsversuchen die Richtung zu weisen.

Allerdings hat das Modell auch Grenzen. Wie bei allen interferenzstatistischen Verfahren übt die Fallzahl einen direkten Einfluß auf das Ergebnis aus. Ob ein Effekt anzusetzen ist, ist eine Funktion sowohl der Größe des Effekts als auch des Stichprobenumfangs. Deswegen ist eine Ergänzung angebracht, die die stichprobenunabhängige Effektstärke mißt. Als Messung der Effektstärke scheinen die Assoziationsmaße Yules Q oder Goodman und Kruskals Gamma besonders geeignet, weil sie eine Normierung des Kreuzproduktverhältnisses darstellen und damit modellkonform sind. Kreuzproduktverhältnisse bzw. "odds-ratios" sind der Kern des Goodman-Modells. Die Verwendung von  $\tau$  oder  $\lambda$  Parametern ist hingegen nicht zu empfehlen, da sie nicht normiert sind. Die multiplikativen  $\tau$  Parameter haben 0 als Unter-,  $+\infty$  als Obergrenze; die additiven  $\lambda$  Parameter haben  $-\infty$  als Unter- und  $+\infty$  als Obergrenze. Die Prozentsätze selbst sind natürlich noch anschaulicher, wie in den hier gegebenen Beispielen; aber sie sind keine sehr kompakte Darstellungsweise.

## Schlußfolgerungen

Bisher hat sich die Forschung über Interviewereffekte darauf konzentriert, den Aspekt sozialer Erwünschtheit einzuführen und unter dieses Konzept vor allem die möglichst günstige Selbstdarstellung des Befragten zu subsumieren: Der Befragte gibt eher Antworten, die ihn in ein besseres Licht setzen. Dies dürfte einerseits zu allgemein und in anderer Hinsicht nicht allgemein genug sein, weil es die Interaktionssituation im Interview nicht ge-

nügend berücksichtigt. Wenn man überhaupt das Konzept sozialer Erwünschtheit verwenden will, dann nur so, daß es bezeichnet, was in der jeweiligen Situation erwünscht ist.

Selbst aber bei dieser Präzisierung ist zu fragen, ob das Konzept "Soziale Erwünschtheit" wirklich nützlich ist, um die Daten zu organisieren. Angesichts der empirischen Vielfalt der Befunde scheint es schwierig, dem Begriff "Soziale Erwünschtheit" einen einheitlichen und noch bedeutungsvollen Sinn zu geben. Es mag vielleicht nützlicher sein, bei der Theoriebildung über Interviewereffekte konkreter als bisher die vielfältigen Bedingungen der Erhebungssituation zu spezifizieren und ihren Einfluß auf die Befragtenreaktionen zu untersuchen. Fragestellungen, die in der langanhaltenden "Attitudes"- vs. "Action"-Diskussion eine Rolle spielen, wären in solche Überlegungen einzubeziehen.

Mit der Analyse von Interviewereffekten beschäftigt sich bei ZUMA u.a. Wendy Hoag, die auch den vorstehenden Bericht verfaßt hat.

## Literatur

ALLERBECK, K. & ROSENMAYR, L. Einführung in die Jugendsoziologie. Heidelberg: Quelle u. Meyer, 1976.

BARTLETT, M.S. Contingency table interactions. Journal of the Royal Statistical Society Suppl., 2, 1935, 248-252.

GOODMAN, L. The multivariate analysis of qualitative data: Interactions among multiple classifications. Journal of the American Statistical Association, 65, 1970, 225-256.

GOODMAN, L. A general model for the analysis of surveys. American Journal of Sociology, 77, 1972, 1035-1086.

KLINGEMANN, H.D. Interviewereffekte bei der Protokollierung von Antworten auf offene Fragen. Materialien zum Vortrag auf der Herbsttagung der Sektion Methoden der Deutschen Gesellschaft für Soziologie, Mannheim, 13./14. Oktober 1978.

WEGENER, B. Magnitude-Messung in Umfragen: Kontexteffekte und Methode. Zumachrichten, 6, 1980, 4-40.