

Methoden der Datenanalyse

Arbeitet der Psychologe empirisch, wird er im Laufe seiner Theorienbildung bzw. Hypothesenprüfung Messungen vornehmen und die so gewonnenen Daten einer näheren Analyse unterziehen (Gigerenzer 1981; Mosteller & Tukey 1968, Orth 1974; Tack 1977).

1. Messung

Die Datenanalyse setzt Hypothesen und meßtheoretische Überlegungen voraus. Letztere beziehen sich auf die Bedingungen und Möglichkeiten der Repräsentation empirischer Gegebenheiten (z. B. verbal geäußerter Empfindungen eines Probanden, Reaktionszeiten, Blickbewegungen etc.) in numerische Werte. So werden bei Meinungsumfragen z. B. die subjektiv geäußerte Beliebtheit von Politikern (= empirische Gegebenheit) numerisch repräsentiert auf einer 7-Punkte-Skala, die z. B. von -3 („starke Ablehnung“) bis $+3$ („starke Zustimmung“) reicht. Diese *Repräsentation* wird nach bestimmten Regeln vorgenommen, die innerhalb der Repräsentationstheorie (s. u.) festgelegt werden. Als Ergebnis erhält man meist numerische Meßwerte, die nach entsprechenden Auswertungsregeln verarbeitet werden. Diese Regeln werden durch die jeweilige *Methode der Datenanalyse* festgelegt.

Das messende Vorgehen beinhaltet Vor- und Nachteile. So kann man einerseits von einer präzisen empirischen Bedeutung der Meßwerte ausgehen, andererseits befürchten, daß durch die Filterwirkung des Meßvorganges und der Meßwertzuordnung ein Großteil der Ursprungsinformation verloren geht. So wird z. B. die Einstellung gegenüber Ausländern, der unter Umständen ein hochkomplexes semantisches Netz unterliegen kann, innerhalb einer Einstellungsmessung auf eine einzige Zahl auf einer Einstellungsskala „reduziert“. Der Aufbau multidimensionaler Skalen hebt diese Reduktionswirkung nicht vollständig auf (s. a. „verbundene Messung“, ‚conjoint measurement‘ bei Gigerenzer 1981) und Orth (1974) sowie „multidimensionale Skalierung“ bei Borg (1981) und Gigerenzer (1981). Unter „verbundener Messung“ versteht man die gleichzeitige Messung von unabhängigen und abhängigen Merkmalen sowie die Bestimmung ihrer funktionalen Verknüpfung. Interessiert uns z. B. die abhängige Variable (Y) „Ansehen von Ausländern in bestimmten Berufen“ und die unabhängigen Variablen „Ansehen von Ausländern verschiedener Nationalität“ (X_1) sowie „Prestige verschiedener Berufe“ (X_2), könnten wir mit einer verbundenen Messung feststellen, ob Y, X_1 und X_2 alle auf Intervallskalen (s. u.) meßbar sind und ob die Verknüpfung der unabhängigen Variablen additiv ($Y=X_1+X_2$) oder multiplikativ ($Y=X_1 \times X_2$) ist. Im ersten Fall liegt eine „ODER“-Verknüpfung vor: X_1 und X_2 substituieren sich wechselseitig. Ein Ausländer mit unbeliebter Nationalität kann dieses Manko im Urteil anderer

wettmachen, wenn er einem Beruf mit hohem Prestige (z. B. Chirurg) nachgeht. Bei einer multiplikativen Verknüpfung liegt eine „UND“-Verknüpfung vor: großes Ansehen ist in der subjektiven Einschätzung nur erreichbar, wenn sowohl eine angesehene Nationalität als auch ein prestigeträchtiger Beruf vorliegen.

Während bei der ‚verbundenen Messung‘ festliegt, was als unabhängige Variable angesehen werden kann, ist diese Kenntnis beim Einsatz der multidimensionalen Skalierung (MDS) nicht mehr vorhanden. (Ein kritischer Vergleich beider Vorgehensweisen findet sich z. B. in Möbus, 1979).

In der *Repräsentationstheorie* wird untersucht, welchen Bedingungen ein empirisches Relativ $\langle A; B_1, B_2, \dots \rangle$ (s. u.) genügen muß, damit eine bestimmte Art der Repräsentation in ein numerisches Relativ $\langle M; R_1, R_2, \dots \rangle$ (s. u.) möglich ist.

A ist dabei die Menge der untersuchten Objekte, Personen oder Situationen zwischen denen die empirisch beobachtbaren Beziehungen B_i gelten. M ist meist die Menge der reellen Zahlen mit den Relationen R_j . „Messung liegt genau dann vor, wenn eine Funktion m gegeben ist, die jedem Element aus A ein Element aus M derart zuordnet, daß eine mindestens homomorphe Abbildung des empirischen in das numerische Relativ entsteht“ (Tack 1977, 280f.). (Eine homomorphe Abbildung ist eindeutig, aber nicht umkehrbar eindeutig, wie sie etwa zwischen einer Person und ihrem Portraitfoto besteht.)

Ist z. B. A die Menge aller möglichen Zweiergruppen von Personen in einem Großraumbüro und B_i , die durch einen externen Beobachter wahrgenommene Beziehung „ist ähnlicher als $\{ \}$ “, wären als *empirische Relativ* (Fritz, Karl) $\{ \text{Karl, Josef} \}$ (Fritz, Josef) und das *numerische Relativ* $6 > 3 > 2$ homomorph. Dieses würde allerdings auch auf das Relativ $(6 + x) > (3 + x) > (2 + x)$ oder auf das Relativ $(6x) > (3x) > (2x)$ oder allgemein auf das Relativ $m(6) > m(3) > m(2)$ zutreffen, wobei m eine monotone Transformation und $x > 0$ ist. Wir haben ein *Eindeutigkeitsproblem* vorliegen. Darunter versteht man Überlegungen: „Wieviel Freiheit besteht für ein bestimmtes gegebenes Meßverfahren in der Zuordnung von Zahlen zu Objekten? Sind die Zahlen durch den Meßvorgang eindeutig bestimmt oder sind sie willkürlich gewählt?“ (Coombs u. a. 1975). Alle monotonen Transformationen (d. h. Transformationen, die die Rangordnung nicht stören) verletzen in diesem Beispiel die Homomorphie mit dem empirischen Relativ nicht. Man kann daher auch von einer Ordinalskala der Meßwerte sprechen.

Andere Skalentypen definieren sich durch andere zulässige Transformationen. Man unterscheidet Nominal-, Ordinal-, Intervall-, Verhältnis- und Absolutskalen, wobei der Bereich zulässiger Transformationen immer enger wird. So darf man bei einer Ordinalskala alle Skalenwerte quadrieren, ohne die Rangordnung zu verletzen. Bei einer Intervallskala ist diese Transformation nicht zulässig, weil vor der Transformation gleiche Zahlenintervalle nach der Transformation ungleich sind.

2. Datenanalyse

Will man den durch Messungen gewonnenen Datensatz komprimieren und die in ihm enthaltene Information übersichtlicher darstellen, bedient man sich *deskriptiver Methoden* (Bortz 1977, Hofer & Franzen 1975; Mosteller & Tukey 1968). Darunter versteht man alle Methoden, die einen unüberschaubaren Datensatz übersichtlicher gestalten: Grafiken, Plots und statistische Kennwerte (so z. B. Maße der zentralen Tendenz und Variation). Als Maße der zentralen Tendenz kennt man Mittelwert, Modus und Median. Mit ihnen können z. B. Aussagen über fiktive Durchschnittspersonen gemacht werden. Maße, die die Variationsbreite der Daten angeben, sind z. B. Standardabweichung und Varianz. Variablenzusammenhänge werden gerne in Graphen- oder Tabellenform dargestellt. Letztere sind auch als Kontingenztafeln oder Kreuztabellen bekannt (Linder & Berchtold 1976). Es ist aber auch möglich, kompliziertere statistische Verfahren rein deskriptiv einzusetzen. Besonders häufig verwendet man in diesem Zusammenhang die multidimensionale Skalierung (Borg 1981, Schiffmann u. a. 1981) sowie die Cluster- und Faktorenanalyse (Gnanadesikan 1977).

Die *multidimensionale Skalierung* (MDS) dient oft im Rahmen der Einstellungsforschung der „Messung“ subjektiver Empfindungen auf latenten (d. h. der direkten Beobachtung nicht zugänglichen) Skalen. Als Daten fungieren Ähnlichkeiten (z. B. Ähnlichkeitsurteile, Assoziations- oder Interaktionshäufigkeiten) zwischen Objekt bzw. Reiz i und j . Ziel ist es: „Wir suchen einfach die Konfiguration von n Punkten in dem euklidischen Raum kleinstmöglicher Dimension, so daß zu einem akzeptablen Grad der Annäherung die entstandenen Interpunktdistanzen d_{ij} in monotoner Beziehung zu Ähnlichkeiten s_{ij} stehen: $d_{ij} < d_{kl}$ immer dann, wenn $s_{ij} > s_{kl}$ ist“. Die Dimensionen des Raumes werden dann als latente Skalen interpretiert, wobei sich die Interpretationen auf die Koordinaten der Punkte i und j auf die Skala r und die skalenspezifischen Distanzen $|x_{ir} - x_{jr}|$ stützen. Die skalenspezifischen Distanzen werden dann nach der euklidischen Abstandsformel zu d_{ij} kombiniert: $d_{ij}^2 = \sum |x_{ir} - x_{jr}|^2$. Besonders attraktiv an der MDS ist der Umstand, daß man aus ordinal skalierten Daten Intervallskalen gewinnen kann.

Ist man z. B. am Konzept der „sozialen Distanz zwischen Personen“ und deren Aspekten (= „Dimensionen“ im Sinne der MDS) interessiert, kann man als s_{ij} entweder die wahrgenommene Ähnlichkeit oder die Interaktionshäufigkeit zwischen Person i und j erheben. Der Algorithmus der MDS liefert dann z. B. einen 4-dimensionalen Raum, in dem die Personen als Punkte angeordnet sind. Zur Interpretation der Skalen (= „dimensionale Aspekte der sozialen Distanz“) können dann als Hypothesen „Status“, „Ansehen der Nation“, „Produktivität“, „Vorhandensein eines Stigmas“ herangezogen werden. Liegt das Augenmerk aber mehr auf Taxonomien (Gruppenbildung), haben sich schwerpunktmäßige Anwendungen herausgebildet: zur Stimulusgruppierung die multidimensionale Skalierung, zur Personenklassifikation die Clusteranalyse und zur Variablenclustering die Hauptkomponenten- bzw. Faktorenanalyse.

Bei der *Clusteranalyse* geht man im Gegensatz zur MDS meist nicht von subjektiv

wahrgenommenen sondern von objektiv festgestellten Ähnlichkeiten zwischen Objekten oder Personen aus. Diese Objekte werden dann in homogene Gruppen (Cluster) zusammengefaßt, so daß es zu einer Vereinfachung der Datenstruktur kommt. Je nach verwendetem Maß zur Bestimmung der Objektähnlichkeit und der Clusterhomogenität sowie nach Auswahl des Rechenalgorithmus sind eine Reihe von Clusterverfahren denkbar (Bock 1974, Späth 1975). In der Praxis haben sich aber im wesentlichen nur zwei Verfahren durchgesetzt: (a) das hierarchische Clusterverfahren von Ward und (b) der nichthierarchische K-Meansalgorithmus von MacQueen (s. a. Späth, 1975). Hierarchisch arbeitet ein Algorithmus dann, wenn er ausgehend von N Objekten sukzessiv durch Fusionierung zweier bestehender Cluster $N-1, N-2, N-3, \dots, 2, 1$ neue Cluster bildet und die dabei gemachten Fehler zu einer Fehlerfunktion zusammenfaßt. Der Verlauf der Fehlerfunktion gibt dann Aufschluß darüber, wann der Fusionierungsprozeß beendet werden sollte. Bei einem nichthierarchischen Algorithmus geht man dagegen von einer fest vorgegebenen Clusterzahl aus und versucht durch versuchsweise Neuordnung von Objekten zu Clustern die Güte der Clustering zu verbessern ohne ihre Anzahl zu verändern.

Verbindet sich mit der empirischen Untersuchung der Anspruch, nicht nur einen für diesen Datensatz gültigen Befund mitzuteilen, sondern die Ergebnisse auf andere Bereiche (z. B. andere Personen oder andere Situationen) zu generalisieren, muß man *Inferenzstatistik* (Silvey 1978) betreiben. Ihre theoretische Grundlage ist die Wahrscheinlichkeitstheorie (Fisz 1966, Hofer & Franzen 1975, Stilson 1966). Hat man eine Zufallsstichprobe aus der Population gezogen, kann man mit Hilfe statistischer Inferenz aus der Stichprobeninformation auf die zugrunde liegende Population schließen. Eine telefonische Umfrage bei z. B. 200 zufällig ausgewählten Personen erlaubt schon vom Ansatz her keinen Inferenzschluß auf die Einwohner der BRD, sondern nur auf die Population der Telefonbesitzer.

Ein Charakteristikum der statistischen Inferenz ist die *Hypothesentestung*. Dabei handelt es sich um die Abwägung von mindestens zwei Hypothesen im Lichte der Stichprobendaten. Die erste Hypothese könnte z. B. lauten: „Attraktive und nichtattraktive Frauen sind depressiver als mittelattraktive Frauen“. Die zweite Hypothese wäre: „Mittelattraktive Frauen unterscheiden sich nicht von anderen Frauen bezüglich ihrer Depressivität“ (s. a. Köhler 1979). Im Rahmen der Neyman-Pearson – Tradition (Silvey 1978, 96–107) spricht man bei der ersten Hypothese von der Alternativhypothese H_1 und bei der zweiten von der Nullhypothese H_0 . In der H_1 wird die Existenz eines Effektes behauptet und in H_0 bestritten.

In den meisten Fällen können diese Hypothesen in *Wenn – Dann – Sätze* gekleidet werden (z. B. unter H_1 : Wenn eine Frau attraktiv oder nichtattraktiv ist, dann ist ihre Depressivität hoch und wenn sie mittelattraktiv ist, ist ihre Depressivität gering):

$$(1) \quad \begin{array}{l} f: \text{Attraktivität} \quad \text{===} \Rightarrow \quad \text{Depressivität} \\ f: \quad \quad X \quad \quad \quad \text{===} \Rightarrow \quad \quad Y \end{array}$$

Die zwei Stufen der *einen* unabhängigen Variablen X können in *zwei* neue Designvariable X_1 und X_2 überführt werden. Sie können als binäre Schaltervariable

interpretiert werden: X_1 kennzeichnet das Vorhandensein „Attraktivität oder Nichtattraktivität“ und X_2 das Vorhandensein von „Mittelattraktivität“. Ist eine Frau attraktiv/nichtattraktiv, erhält sie in der Auswertung bei X_1 den Wert 1 und bei X_2 den Wert 0. Ist sie dagegen mittelattraktiv, ist $X_1 = 0$ und $X_2 = 1$. Diese beiden binären Variablen üben nach H_1 unterschiedliche Effekte auf die abhängige Variable Y aus. Die Effektstärken von X_1 und X_2 auf Y werden in der statistischen Terminologie Effektparameter genannt. Diese müssen im Auswertungsprozeß geschätzt werden, um die Hypothese prüfen zu können. Die Hypothese läßt sich z. B. am einfachsten in einen linearen funktionalen Zusammenhang kleiden (*allgemeines lineares Modell*):

$$(2) y_i = \beta_1 x_{1i} + \beta_2 x_{2i} + e_i \quad (i = \text{Personenindex}, e = \text{Fehler})$$

Haben die Schätzungen von β_1, β_2 z. B. die Werte 10 und 5, bedeutet das, daß die Variable X_1 einen höheren geschätzten Effekt auf die Variable Y ausübt als X_2 . Dieser Effektstärkenunterschied drückt sich darin aus, daß die Gruppe der attraktiven/nichtattraktiven Frauen einen Mittelwert von 10 (auf einem Depressionfragebogen) besitzen, während die mittelattraktiven Frauen nur einen Mittelwert von 5 erhalten. Nach H_0 müssen in der Population die Effektparameter oder Effektgewichte β_1, β_2 einander gleich sein ($H_0 : \beta_1 = \beta_2$). Ein *statistischer Test* gibt dann Aufschluß über die Plausibilität der Hypothesen im Lichte der Daten. Entweder liegt der Effekt vor (\Rightarrow Annahme von H_1) oder er läßt sich nicht nachweisen (\Rightarrow Beibehaltung von H_0). Der o. a. Spezialfall (2) des allgemeinen linearen Modells („full rank model“, Timm 1975, 193 ff.) ist in anderen Büchern unter dem Namen *t-Test* bekannt. Er läßt sich ausweiten auf mehrere unabhängige Variable X_j , die entweder – wie hier – dichotom oder intervallskaliert sind (z. B. könnte X_3 den intervallskalierten beruflichen Status der Frau darstellen und den Zusammenhang (2) überlagern). Je nach Aufbau der X -Variablen liegt dann im Rahmen des allgemeinen linearen Modells der Spezialfall des *t-Test* (2), der *Varianzanalyse* (fixed model)

$$(3) \text{ z. B.: } y_i = \beta_1 x_{1i} + \beta_2 x_{2i} + \beta_3 x_{3i} + e_i$$

(mit den binären Schaltervariablen $X_1 =$ „Attraktivität“, $X_2 =$ „Mittelattraktivität“, $X_3 =$ „Nichtattraktivität“), der *Regression*

$$(4) \text{ z. B.: } y_i = \beta_1 x_{1i} + e_i$$

(mit der intervallskalierten unabhängigen Variablen $X_1 =$ „beruflicher Status der Frau“),

der *Kovarianzanalyse*

$$(5) \text{ z. B.: } y_i = \beta_1 x_{1i} + \beta_2 x_{2i} + \beta_3 x_{3i} + e_i$$

(mit den 2 binären Schaltervariablen $X_1 =$ „Attraktivität/Nichtattraktivität“, $X_2 =$ „Mittelattraktivität“ und $X_3 =$ „beruflicher Status der Frau“) vor (Timm 1975, Namboodiri u. a. 1975, Moosbrugger 1978). Erweitert man die linke Seite von (2)–(5) auf mehrere intervallskalierte abhängige Variable (wenn man den Einfluß der Attraktivität simultan auf die abhängigen Variablen „Depressivität“ und „Suggestibilität“ untersuchen will), erhält man die entsprechenden multivariaten Versionen, nämlich: Hotelling's T^2 , die multivariate Varianzanalyse, die multivariate Regression und die multivariate Kovarianzanalyse (Timm 1975).

Ist die abhängige Variable dichotom (was z. B. vorkommen kann, wenn man

nicht den Grad der Depressivität sondern nur ihr Auftreten ($Y = 1$) oder ihr Nichtvorhandensein ($Y = 0$) feststellt), kann man grundsätzlich die Auswertung nach dem allgemeinen linearen Modell beibehalten. Allerdings muß man die zu Prozentwerten zusammengefaßten Daten Y geeignet transformieren, um nicht zu verzerrten Parameterschätzungen zu kommen. (Linder & Berchtold 1976; Bishop u. a. 1975, Forthofer & Lehnen 1981).

Verbietet die inhaltliche Fragestellung, die hypothetische WENN-DANN-Beziehung mit dem sicherlich restriktiven linearen Modell abzubilden, öffnet der Weg der Hypothesenagglutination einen eleganten Ausweg (Härtner, Mattes & Wottawa, 1980). Danach könnte man z. B. WENN-DANN-Beziehungen formulieren, die mit dem additiven Ansatz des allgemeinen linearen Modell nur schwer vorstellbar wären: (a) „WENN die Attraktivität den Wert c_1 überschreitet oder die Nichtattraktivität c_2 unterschreitet und der berufliche Status unter c_3 liegt, DANN kommt es zu einem Depressionswert, der über c_4 liegt“; (b) „WENN sonstige Bedingungen vorliegen, liegt der Depressionswert unter c_4 “. Diese zwei Sätze werden an jeder einzelnen Person geprüft. Die Datenauswertung liefert dann eine Vierfeldertafel, deren Diagonalzellen Besetzungen aufweisen, wenn die Hypothesen exakt stimmen:

WENN	(a) zutrifft	N_1	O
	(b) zutrifft	O	N_2
		DANN	
		hohe	niedrige
		Depressivität	

Darüber hinaus lassen sich die WENN-DANN-Beziehungen auf bestimmte *Zeitpunkte* spezifizieren. Wir haben es dann mit zeitbezogenen Daten zu tun, deren Analyse spezielle Methoden erfordert (*Veränderungsmessungen*).

Charakteristisch ist hierbei, daß alle Variablen Zeitindizes besitzen. Es werden also WENN-DANN-Aussagen für bestimmte Zeitpunkte gemacht. So kann man z. B. (5) zu einem zeitbezogenen Modell umformulieren:

$$(6) \quad y_{it} = \beta_0 y_{it-1} + \beta_1 x_{1it} + \beta_2 x_{2it} + \beta_3 x_{3it} + \beta_4 x_{4it} + e_{it}$$

mit der exogenen Variablen X_{4t} = „Barometerstand zum Zeitpunkt t “. Die lineare Differenzengleichung (6) drückt aus, daß die Depressivität zum Zeitpunkt t vom vorhergehenden Zeitpunkt $t-1$ (daher: „Differenzengleichung“) und von einer Reihe exogener Rahmenbedingungen abhängt, die im Modell nicht erklärt werden. (6) ist ein *zeitdiskretes Modell*, weil Variablenänderungen nur zu festen diskreten Zeitpunkten angenommen werden. Ein *zeitkontinuierliches Modell* würde (6) zu (7) verändern:

$$(7) \quad \frac{dy_i(t)}{dt} = \dot{y}_i(t) = \gamma_0 y_{it} + \gamma_1 x_{1it} + \gamma_2 x_{2it} + \gamma_3 x_{3it} + \gamma_4 x_{4it} + \epsilon_{it}$$

Damit wird die *Veränderungsrate* der Depressivität zum Zeitpunkt t durch ein Linearmodell erklärt. Wir haben es hier mit einer (stochastischen) Differentialgleichung

chung zu tun, deren Fehlertheorie aber weit komplizierter als bei zeitdiskreten Modellen ist.

Weitere Methoden der Analyse zeitbezogener Daten sind die varianzanalytische Wachstumskurvenanalyse, verschiedene Formen der Zeitreihenanalyse sowie Markoffketten und Markoffprozesse (s. a. Möbus & Nagl 1983).

Literatur

- Bishop, Y. M. M., Fienberg, S. E. & Holland, P. W.: Discrete multivariate analysis. Cambridge, Mass.: MIT Press 1975.
- Bock, H. H.: Automatische Klassifikation. Göttingen: Vandenhoeck & Ruprecht 1974.
- Borg, I.: Anwendungsorientierte Multidimensionale Skalierung. Berlin: Springer 1981.
- Bortz, J.: Statistik für Sozialwissenschaftler. Berlin: Springer 1977.
- Coombs, C. H., Dawes, R. M. & Tversky, A.: Mathematische Psychologie. Weinheim: Beltz 1975.
- Fisz, M.: Wahrscheinlichkeitsrechnung und mathematische Statistik. Berlin: Deutscher Verlag der Wissenschaften 1966.
- Forthofer, F. & Lehnen, P. G.: Public Program Analysis: A new approach to categorical data. Belmont, Ca.: Lifetime Learning Publishers 1981.
- Gigerenzer, G.: Messung und Modellbildung in der Psychologie. München: Reinhardt 1981.
- Gnanadesikan, R.: Methods for statistical data analysis of multivariate observations. New York: Wiley 1977.
- Härtner, M., Mattes, K. & Wottawa, H.: Computerunterstützte Hypothesenagglutination zur Erfassung komplexer Zusammenhänge. EDV in Medizin und Biologie 11 (1980), 53–59.
- Hofer, M. & Franzen, U.: Theorie der angewandten Statistik. Weinheim: Beltz 1975.
- Köhler, B.: Zur aktuellen Bedeutung der körperlichen Erscheinung in der sozialpsychologischen Forschung. In: Eckensberger, L. H. (Hg.): Bericht über den 31. Kongreß der Deutschen Gesellschaft für Psychologie in Mannheim 1978, 383–388. Göttingen: Hogrefe 1979.
- Linder, A. & Berchtold, W.: Statistische Auswertung von Prozentzahlen. Basel: Birkhäuser 1976.
- Möbus, C.: Zur Analyse nichtsymmetrischer Ähnlichkeitsurteile: ein dimensionales Driftmodell, eine Vergleichshypothese, Tversky's Kontrastmodell und seine Fokushypothese. Archiv für Psychologie 131 (1979), 105–136.
- Möbus, C. & Nagl, W.: Messung, Analyse und Prognose von Veränderungen. In: Bredenkamp, J. & Feger, H. (Hg.): Hypothesenprüfung. Enzyklopädie der Psychologie, Bd. 5, 1983, Göttingen: Hogrefe.
- Moosbrugger H.: Multivariate statistische Analyseverfahren. Stuttgart: Kohlhammer 1978.
- Mosteller, F. & Tukey, J. W.: Data analysis, including statistics. In: Lindzey, G. & Aronson, E. (Eds.): The handbook of social psychology, Vol. II. Reading, Mass.: Addison-Wesley 2. Aufl. 1968.
- Namboodiri, N. K., Carter, L. F. & Blalock, H. M.: Applied multivariate analysis and experimental designs. New York: McGraw Hill 1975.
- Orth, B.: Einführung in die Theorie des Messens. Stuttgart: Kohlhammer 1974.
- Schiffman, S. S., Reynolds, M. L. & Young, F. W.: Introduction to multidimensional scaling. New York: Academic Press 1981.
- Silvey, S. D.: Statistical inference. London: Chapman & Hall 1978, 3. Auflage.
- Späth, H.: Cluster-Analyse-Algorithmen der Objektklassifizierung und Datenreduktion. München: Oldenbourg 1975.

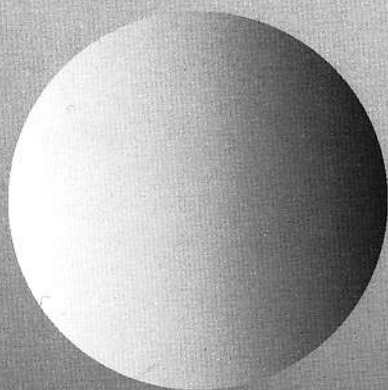
- Stilson, D. W.: Probability and statistics in psychological research and theory. San Francisco: Holden-Day 1966.
- Tack, W. H.: Messung und Statistik. In: Hermann, Th., u. a. (Hg.): Handbuch psychologischer Grundbegriffe. München: Kösel 1977.
- Timm, N. H.: Multivariate analysis with applications in education and psychology. Monterey, Calif.: Brooks/Cole Publ. 1975.

Claus Möbus

Frey/Greif (Hg.)

Sozial- psychologie

Ein Handbuch in
Schlüsselbegriffen



Urban & Schwarzenberg

Anschriften der Herausgeber

Prof. Dr. Dieter Frey, Institut für Psychologie der Universität, Neue Universität,
Olshausenstr. 40/60, 2300 Kiel

Prof. Dr. Siegfried Greif, Fachbereich Psychologie der Universität Osnabrück,
Postfach 4469, 4500 Osnabrück

Anschriften des Wissenschaftlichen Beirates des Psychologie-Programmes

Prof. Dr. Siegfried Greif, Fachbereich Psychologie der Universität Osnabrück,
Postfach 4469, 4500 Osnabrück

Prof. Dr. Ernst-D. Lantermann, Gesamthochschule Kassel, FB 3,
Heinrich-Plett-Str. 40, 3500 Kassel

Prof. Dr. Rainer K. Silbereisen, Institut für Psychologie, FB 2,
Technische Universität Berlin, Dovestr. 1-5, 1000 Berlin 10

Lektorat

Dr. H. Jürgen Kagelmann

CIP-Kurztitelaufnahme der Deutschen Bibliothek

Sozialpsychologie : e. Handbuch in Schlüsselbegriffen / hrsg. von Dieter Frey u. Siegfried Greif. – München ; Wien ; Baltimore : Urban und Schwarzenberg, 1983.
(U-&-S-Psychologie)
ISBN 3-541-10241-1
NE: Frey, Dieter [Hrsg.]

Alle Rechte, auch die des Nachdruckes, der Wiedergabe in jeder Form und der Übersetzung in andere Sprachen behalten sich Urheber und Verleger vor. Es ist ohne schriftliche Genehmigung des Verlages nicht erlaubt, das Buch oder Teile daraus auf fotomechanischem Weg (Fotokopie, Mikrokopie) zu vervielfältigen oder unter Verwendung elektronischer bzw. mechanischer Systeme zu speichern, systematisch auszuwerten oder zu verbreiten (mit Ausnahme der in den §§ 53, 54 URG ausdrücklich genannten Sonderfälle).

Umschlagentwurf: Dieter Vollendorf. Satz, Druck und Bindung: Pustet, Regensburg.
Printed in Germany. © Urban & Schwarzenberg 1983.

ISBN 3-541-10241-1