

Angesichts der Tatsache, daß diese Koeffizienten an einer homogenen Stichprobe mit geringerer Varianz gewonnen sind, können sie als durchaus ermutigend angesehen werden. Insofern erscheint dieser Test für seinen Zweck gut geeignet. Eine gewisse Einschränkung mag angebracht sein, ob er in der allgemeinen diagnostischen Praxis als Intelligenztest eingesetzt werden kann; dabei wird zu bedenken sein, daß die anschauliche Komponente in Teil I doch etwas zu kurz kommt. Gerechterweise muß aber nochmals betont werden, daß dies auch nicht das Ziel seiner Entwicklung war.

48

HEFT 2  
XV. JAHRGANG  
2. QUARTAL  
1969

VERLAG FÜR PSYCHOLOGIE • DR. C.J. HOGREFE • GÖTTINGEN

Topographie der Tests zugrundegelegt. Eine Inspektion der operativen Testdistanzen hatte ein plausibles Ergebnis.

3. Die Interdistanzen zwischen den Tests, d. h. die Interdistanzen ihrer mittleren operativen Skalierungsprofile, und die Leistungskorrelationen zwischen den Tests hatten eine Rangähnlichkeit in der erwarteten Richtung. Der Zusammenhang zwischen Leistung und Verhaltensskalierung läßt sich jedoch wegen Fehlens einer Prüfstatistik gegen den Zufall nicht sichern.

4. Die individuellen Verhaltensskalierungen bei einem Test („aktuelle“ Dimensionswerte) wurden mit den Leistungen in diesem Test korreliert. Sehr signifikante und signifikante Korrelationen, mehr als man eindrucksmäßig vom Zufall her erwarten dürfte (eine Prüfstatistik fehlt), wurden beobachtet bei den Dimensionen E, A und V. Die Korrelationen der mittleren Verhaltensskalierungen („dispositionelle“ Dimensionswerte) mit den Testleistungen sind dagegen unerheblich.

5. Eine gemeinsame Faktorenanalyse der Testleistungen und -skalierungen läßt neben den operativen Faktoren A, V, U, E (wobei A sich mit anderen überschneidet) einen mächtigen Niveaufaktor und einen material-spezifischen Faktor (number) in Erscheinung treten.

6. Ein deskriptiv-semantischer Vergleich der operativen Faktoren mit den Grunddimensionen der Intelligenz nach J ä g e r ließ trotz verschiedener Abweichungen auffällige Korrespondenzen erkennen.

Die Untersuchungsergebnisse berechtigen zu dem Schluß, daß die dimensional differenzierbaren Urteile der Probanden über das Testverhalten mit den Testleistungen teilweise zusammenhängen.

Ein funktionales Modell der Intelligenztestleistungsbedingungen wurde entworfen, in das die bisherigen Befunde und andere Forschungsansätze eingeordnet wurden. Es soll dazu anregen, die Intelligenzforschung, die allzu lange auf der Stufe der Faktoreninventarisierung verharrete, auf eine theoretisch hoffnungsvollere Ebene zu heben, auf der man zur experimentellen Prüfung von Wechselbeziehungen zwischen den hypothetischen funktionalen Einheiten übergehen kann.

#### Literatur

- Düker, H.: Über reaktive Anspannungssteigerung. Z. exp. angew. Psychol., 10, 1963, 46—72.  
 Ertel, S.: Standardisierung eines Eindrucksdifferentials. Z. exp. angew. Psychol., 12, 1965a, 22—58.  
 Ertel, S.: Weitere Untersuchungen zur Standardisierung eines Eindrucksdifferentials. Z. exp. angew. Psychol., 12, 1965b, 177—208.  
 Ertel, S.: Ein differentialmethodischer Versuch zum Intelligenzproblem. Psychol. Forsch., 30, 1966, 151—199.  
 Ertel, S.: Allgemeinqualität und Relation. Arch. ges. Psychol., 1967.  
 Gardner, R. W., Holzman, P. S., Klein, G. S., Linton, Harriet & Spence, D. R.: Cognitive Control. Psychol. Issues, 1, 4, 1959.

- Guilford, J. P.: The Structure of Intellect. Psychol. Bull., 53, 1956, 267—293.  
 Heckhausen, H.: Hoffnung und Furcht in der Leistungsmotivation. Meisenheim a. Glan: Hain, 1963.  
 J ä g e r, A. O.: Dimensionen der Intelligenz. Göttingen: Hogrefe, 1967.  
 Meili, R.: Grundlegende Eigenschaften der Intelligenz. Schweiz. Z. Psychol., 2, 1944, 166—175.  
 Meili, R.: Denkprozeß und Intelligenzstruktur. Jb. Psychol. Psychother., 10, 1963, 186—196.  
 Süllwold, F.: Intelligenz und Einstellung. Psychol. Rundsch., 19, 1968, 165—177.  
 Thurstone, L. L.: The Vectors of the Mind. Psychol. Rev., 41, 1934, 1—32.  
 Witkin, H. A., Lewis, Hertzman, M., Machover, Karin, Meissner, Pearl B., Wagner, S.: Personality through Perception. New York: Harpers 1954.

Anschriften der Verfasser:

Dr. Suitbert Ertel u. Dipl.-Psych. Ursula Schindler  
 Psychologisches Institut der Universität Münster  
 44 Münster  
 Rosenstr. 9

Aus dem Psychologischen Institut der Universität München  
 Abteilung für Angewandte Psychologie  
 (Vorstand: Prof. Dr. Arthur Mayer)

#### Zum Problem des Nutzens psychologischer Eignungsuntersuchungen

Hermann Brandstätter

Die von Cronbach & Gleser (1965) aus der normativen Entscheidungstheorie übernommenen Modelle für personelle Entscheidungen werden in der Praxis bisher vor allem wegen der Schwierigkeit der Nutzensskalierung kaum angewendet.

Hier soll eine einfache Methode einer Skalierung des Nutzens von beruflichen Leistungen vorgeschlagen werden, die vom Lohn ausgeht, der im Durchschnitt am betreffenden Arbeitsplatz gezahlt wird.

Die Nutzensfunktion für personelle Ausleseentscheidungen lautet für den speziellen Fall eines in z-Werten ausgedrückten (normalverteilten) Prädiktors, eines beliebig intervallskalierten, normalverteilten Nutzens der Leistungen und einer linearen Regression dieses Nutzens auf dem Prädiktor

$$\frac{\Delta U}{N \Phi(z')} = \frac{\sigma_u r_{zu} \xi(z')}{\Phi(z')} - \frac{K_T}{\Phi(z')}$$

der Betrag, um den der Nutzen pro angenommenen Bewerber wächst, wenn man das herkömmliche Verfahren durch das Testverfahren ersetzt

N	Anzahl der getesteten Bewerber
$\sigma_u$	Standardabweichung des Nutzens der Leistungen
z	Prädiktor
z'	für die Auslese kritischer Prädiktorwert
$\xi(z')$	Ordinate der Standardnormalverteilung im kritischen Prädiktorwert z'
$r_{zu}$	Korrelation zwischen Prädiktor und dem Nutzen der Leistungen
$K_T$	Testkosten für einen Bewerber
$\Phi(z')$	Auslesequote

In der Regel werden die Leistungen der Mitarbeiter in den verschiedenen Aufgaben des Arbeitsplatzes auf einer Skala in gleich erscheinenden Intervallen eingestuft. Die Korrelation zwischen diesen Einstufungen und den Testwerten stellt den herkömmlichen Gültigkeitskoeffizienten dar. Das Modell von Cronbach & Gleser setzt aber die Korrelation zwischen dem Nutzen der Leistungen und den Testwerten, nicht die zwischen Leistungen und Testwerten voraus.

Der Beurteiler im Betrieb wäre überfordert, wenn er den Nutzen der Leistungen seiner Mitarbeiter nach der Methode der gleich erscheinenden Intervalle (oder nach einer anderen Methode der Intervallskalierung) bestimmen müßte. Tatsächlich ist dies auch nicht nötig, wenn man folgende Annahmen macht:

1. Die Meßwerte der Leistung liegen auf einer Verhältnisskala.
2. Die Meßwerte des Nutzens der Leistung liegen auf einer Verhältnisskala.
3. Die Einheit des Nutzens der Leistung ist 1 DM.
4. Der Nutzen der Leistungen ergibt sich durch eine Ähnlichkeitstransformation aus den Leistungen ( $u = bx$ ).
5. Der Nutzen der durchschnittlichen Leistung ist bekannt.

Zu 1. Die Verhältnisskalierung der Leistung ist einfach, wenn angegeben werden kann, wieviel Stück eines Produktes in einer Stunde von einem Arbeiter hergestellt wurden, oder wie lange er im Durchschnitt für die Herstellung einer Produktionseinheit brauchte. Die Leistung des einzelnen kann als Vielfaches oder Bruchteil einer willkürlich gewählten Stückzahl oder Zeiteinheit angegeben werden. Besonders zweckmäßig ist es, als Einheit die arbeitsanalytisch bestimmte Normleistung (Anforderungsnorm) bzw. die tatsächlich gefundene Durchschnittsleistung zu verwenden.

Schwieriger und problematischer ist eine Verhältnisskalierung der Leistung an Arbeitsplätzen, die keine abzählbaren Produktionseinheiten ergeben.

Man könnte die Methode der direkten Verhältnisschätzung wählen und den Beurteiler z. B. fragen: Wievielmals tüchtiger ist Mitarbeiter X als ein durchschnittlicher Mitarbeiter? Auch die Methode der konstanten Summen kommt in Frage: Für jedes Paar von Mitarbeitern sind 100 Punkte (die man als Summe des Erfolges beider Mitarbeiter auffassen könnte)

so aufzuteilen, daß der Anteil des einzelnen am Gesamterfolg beider angemessen dargestellt ist. Bei einer Verteilung von 80 für Mitarbeiter A und 20 für Mitarbeiter B wäre ausgesagt, daß A 4mal tüchtiger ist als B.

(Zu den Skalierungsverfahren vgl. Torgerson, 1958, und Sixtl, 1967.)

Eine dritte Möglichkeit bestünde schließlich darin, vom testtheoretischen Modell von Rasch (Rasch, 1960) auszugehen und die Erfolgswahrscheinlichkeiten  $p$  oder die Erfolgswahrscheinlichkeiten  $\frac{p}{1-p}$  der Mitarbeiter bei einer

für den Arbeitsplatz charakteristischen Aufgabe vom Beurteiler schätzen zu lassen. Im Prinzip genügt dazu eine Aufgabe. Um den Zufallseinfluß zu verringern und die Angemessenheit des Modells zu überprüfen, müßte man mehrere gleichartige, jedoch verschieden schwierige Aufgaben auswählen.

Das Verhältnis der Erfolgswahrscheinlichkeiten von Mitarbeiter zu Mitarbeiter ergäbe nach Festsetzung eines Standards (z. B. Erfolgswahrscheinlichkeiten eines durchschnittlichen Mitarbeiters) unter den Voraussetzungen des Modells unmittelbar die gesuchten Skalenwerte der Tüchtigkeit.

Für jede Leistungsdimension müßte eine eigene Schätzung durchgeführt werden. Der Anteil der verschiedenen Dimensionen am Gesamtwert der an diesem Arbeitsplatz erbrachten Leistungen (erzielten Wirkungen) müßte wieder in einer Verhältnisskalierung bestimmt werden.

Die Verhältnisskalierung wurde bisher m. E. in der Mitarbeiterbeurteilung noch nicht angewendet. Empirische Versuche müßten klären, welche Methoden unter welchen Bedingungen dazu am geeignetsten sind.

Zu 2. und 3. Die Voraussetzungen 2 und 3 implizieren, daß der Nutzen der verschiedenen Wirkungen eines Mitarbeiters (seiner eigenen Sachleistung, seines Einflusses auf die Leistung und Zufriedenheit der Arbeitsgruppe, auf das Prestige des Unternehmens etc.), m. a. W. der Nutzen der verschiedenen Komponenten seines Erfolges in DM ausgedrückt werden kann, und daß die Nutzenseinheit über den ganzen Skalenbereich unverändert bleibt. Ein Geldzuwachs von 1000 auf 1001 muß genauso erwünscht sein wie ein solcher von 10 000 auf 10 001 oder von 100 000 auf 100 001.

Diese Annahme ist für den gesamten Skalenbereich zwar nicht sehr realistisch, dürfte aber für einen begrenzten Bereich vertretbar sein.

Zu 4. Hier soll nicht die Frage behandelt werden, wie realistisch diese Annahme ist; denn die Frage kann sinnvoll nur in bezug auf die empirischen Merkmale eines Entscheidungsproblems diskutiert werden. Auch mögliche Methoden der Überprüfung dieser Annahme sollen an dieser Stelle nicht erörtert werden.

Zu 5. Als Maß für den Nutzen der durchschnittlichen Leistung soll hier der DM-Betrag des Gehalts vorgeschlagen werden, das im Durchschnitt an Personen in der betreffenden Position gezahlt wird. Dafür lassen sich einige Gründe anführen.

Die Organisation erhält als Gegenwert für das Gehalt die Leistung des Mitarbeiters; es wird also der Geldbetrag gegen die Leistung eingetauscht, offensichtlich in der Überzeugung, daß sich das Gehalt auszahlt, d. h. daß die Leistung eines durchschnittlichen Mitarbeiters an einem bestimmten Arbeitsplatz mindestens soviel wert ist wie das dafür gezahlte Gehalt. Die Zahlung des Gehalts impliziert also eine Angabe über den Mindestnutzen, der für die Organisation aus der Leistung des Mitarbeiters erwächst. Die Auszahlung (Wert der Leistung minus Lohnkosten) dürfte demnach nicht kleiner als 0 sein.

Abgesehen von den Ausnahmefällen, in denen volkswirtschaftlich und gesellschaftspolitisch begründete Regelungen vorschreiben, unrentable Arbeitsplätze zu besetzen oder aufrechtzuerhalten bzw. unrentable Löhne zu zahlen, wird keine nach betriebswirtschaftlichen Prinzipien geführte Organisation ein Gehalt zahlen, das über dem erwarteten Nutzen der Leistungen liegt. Daß der Nutzen der Leistungen wesentlich das dafür gezahlte Gehalt übersteigt, ist dagegen eher wahrscheinlich.

Hier stößt man auf die ebenso wichtige wie schwer zu beantwortende Frage, ob und wie man den Einfluß des einzelnen Mitarbeiters auf den Gesamterfolg bzw. einen abgrenzbaren Teilerfolg des Unternehmens vom Einfluß der übrigen Mitarbeiter und des zur Verfügung stehenden Kapitals trennen könne.

Wenn an einem Arbeitsplatz eindeutig abgrenzbare Produktionseinheiten anfallen und sowohl die verschiedenartigen Kosten einer Produktionseinheit als auch deren Preis bestimmt werden können, ergibt sich aus der Differenz von Kosten und Preis unter bestimmten, hier nicht weiter erörterten Voraussetzungen der Nutzen der Produktionseinheit und damit auch der Nutzen der vom Mitarbeiter persönlich erbrachten Leistung. Die Leistungen der übrigen am Produkt indirekt beteiligten Mitarbeiter sind in den Kosten (als Gehälter von Führungskräften oder technischen und kaufmännischen Spezialisten des Stabes, die nach einem geeigneten Verfahren als Kosten pro Produktionseinheit kalkuliert werden) bereits berücksichtigt.

Dieses Verfahren, das z. B. von Roche (1965) zur Messung des Nutzens verwendet wird, setzt ein sehr differenziertes System der Kostenrechnung voraus, das in der nötigen Präzision vermutlich nur in wenigen Betrieben anzutreffen sein wird, und das dort, wo es praktiziert wird, viele schwierige Detailprobleme aufwirft.

Eine auf die genannte Weise durchgeführte Nutzensbestimmung der Leistung ist insofern inkonsistent, als der Wert des (indirekten) Beitrages der Linien- und Stabskräfte zur Produktion am betreffenden Arbeitsplatz nach ihrem Gehalt, nicht nach ihrem (sehr schwer feststellbaren) wirklichen Einfluß auf die Produktion des an diesem Platz wirkenden Arbeiters bemessen wird. Der Wert des (direkten) Beitrages des Arbeiters selbst wird dagegen nicht nach seinem Lohn, sondern nach der Differenz von Kosten und Preis (Wert) der Produktionseinheit bestimmt. Besonders problematisch und schwierig ist ein solches Verfahren der Kostenrechnung

an Arbeitsplätzen, an denen der Erfolg nicht an Stückzahlen abgelesen werden kann, sondern in weit ausstrahlenden und schwer meßbaren Wirkungen von organisatorischen Entscheidungen und persönlichen Verhaltensweisen in der Führung von Mitarbeitern besteht.

Angesichts dieser bisher ungelösten Probleme bietet sich als Ausweg an, den durchschnittlich gezahlten Leistungslohn als Maß für den Mindestwert der Leistung zu nehmen.

Wenn die Verhältnisskalierung der Leistungen gelungen ist, kann unter der Voraussetzung 4, die formal in der Funktion  $u = bx$  darzustellen ist, auch die für die Nutzensberechnung benötigte Standardabweichung des Nutzens der Leistungen  $s_u$  nach folgenden Überlegungen berechnet werden:

Als Einheit für die Verhältnisskalierung der Leistungen wird die durchschnittliche Leistung  $\bar{x}$  gewählt.

Da der Wert  $\bar{u}$  der durchschnittlichen Leistung bekannt ist (gleich dem durchschnittlichen Gehalt, das an diesem Arbeitsplatz gezahlt wird), kann aus der Gleichung  $\bar{u} = b\bar{x}$  die multiplikative Konstante  $b$  bestimmt werden; sie ist (da  $\bar{x} = 1$ ) gleich dem Wert  $\bar{u}$  der durchschnittlichen Leistung.

Bekannt ist auch die Standardabweichung  $s_x$  der Verhältnisskalenwerte der Leistungen in der beurteilten Stichprobe. Wenn es sich um eine bereits aufgrund des Prädiktors ausgelesene Gruppe handelt, ist auf die Streuung der Leistungsscores in der unausgelesenen Population zu extrapolieren (Gulliksen, 1950), und als  $\bar{x}$  ist die ebenfalls durch eine Korrekturformel zu ermittelnde Durchschnittsleistung der unausgelesenen Population zu nehmen.

Aus der Gleichung  $u = bx$  folgt, daß  $s_u = bs_x$ .

Also ist mit  $s_x$  auch  $s_u$  gegeben.

Unter Umständen ist eine logarithmische Transformation der Skalenwerte des Leistungsnutzens nötig, um die geforderte Normalverteilung und lineare Regression der interindividuellen Nutzensvariablen sicherzustellen (vgl. Schneeweiß, 1967). Die folgenden Beispiele sind zwar fiktiv und vereinfacht, gehen aber von wirklichkeitsnahen Größen aus.

Eine durchschnittliche Stenotypistin soll in der Stunde vier, eine Stenotypistin mit der Leistung  $\bar{x} + s_x$  sechs Seiten schreiben. Diese Leistung ist das  $1^{1/2}$ fache der Durchschnittsleistung  $\bar{x}$ , die als Einheit gewählt werden soll.

$$s_x = 1,5 - 1 = 0,5.$$

Der durchschnittliche Jahreslohn einer Stenotypistin sei 8000 DM, auf drei Jahre bezogen (drei Jahre werden als durchschnittliche Arbeitsdauer einer Stenotypistin angesetzt) ergibt das einen Betrag von 24 000 DM. Der Wert der durchschnittlichen Gesamtleistung über drei Jahre ist also mit 24 000 DM, der Wert der  $1^{1/2}$ fachen Durchschnittsleistung entsprechend mit 36 000 DM (nach der Transformationsgleichung  $u = bx$ , wobei  $b = 24 000$ ) anzusetzen. Die Differenz  $36 000 - 24 000 = 12 000$  ist dann gleich der Standardabweichung  $s_u$  des Wertes der Leistungen. Dieser Wert ergibt sich auch nach der Gleichung  $s_u = bs_x$ ;  $s_u = 24 000 \cdot 0,5 = 12 000$ .

Die Korrelation zwischen Prädiktor und dem Wert der Leistungen sei  $r_{zu} = 0,25$ , wobei  $r_{zu}$  als zusätzliche Gültigkeit (part correlation) aufzufassen ist, die nur berücksichtigt, was der Test über die herkömmlichen Informationen (Zeugnisse, Referenzen, Beobachtungen während der Probezeit) hinaus leistet; die Auslesequote sei 42 % und dementsprechend die zur Fläche unter der Normalkurve gehörige Ordinate  $\xi(z') = 0,39$ ; die Testkosten sollen pro Bewerberin DM 100,— betragen. Die Zahl der Bewerberinnen sei Bewerberin DM 100,— betragen. Die Zahl der Bewerberinnen sei  $N = 100$ . Der zusätzliche Nutzen, den das Testen einbringt, ist demnach pro eingestellte Bewerberin

$$\frac{\Delta U}{N \Phi(z')} = \frac{12\,000 \times 0,25 \times 0,39}{0,42} - \frac{100}{0,42} \\ = 2785 - 238 = 2547$$

Dies ist als Mindestnutzen aufzufassen, da der tatsächliche Nutzen einer Leistung in der Regel höher als der dem Geldbetrag des Gehalts entsprechende Nutzen ist. Trotz der verhältnismäßig geringen Gültigkeit des Tests beträgt der zusätzliche Nutzen für alle 42 angenommenen Bewerberinnen insgesamt  $42 \times 2547 \text{ DM} = 106\,974 \text{ DM}$ .

Diesem Betrag stehen Testkosten für 100 Bewerberinnen von insgesamt 10 000 DM gegenüber.

Das zweite Beispiel soll demonstrieren, wie groß der Nutzen eines Testverfahrens vor allem bei unwiderruflichen Entscheidungen sein kann.

Es sei angenommen, daß ein Beamter des gehobenen Dienstes im Laufe seines Lebens insgesamt ein Gehalt von mindestens 500 000 DM bezieht. Ein Beamter mit dem Leistungswert  $\bar{x} + s_x$  werde 1,2mal tüchtiger als ein Beamter mit durchschnittlicher Leistung eingestuft, so daß seine Gesamtleistung mit 600 000 DM zu bewerten wäre. Dies ergibt eine Standardabweichung des Nutzens der Leistungen von  $s_u = 100\,000$ . Beamte mit einer Leistung von  $\bar{x} + 3s_x$  (darunter fielen bei Normalverteilung 13 unter 10 000) wären demnach 4mal so tüchtig wie Beamte mit einer Leistung von  $\bar{x} - 3s_x$ , eher eine Unterschätzung der tatsächlichen Unterschiede.

Die Kosten einer Eignungsuntersuchung sollen mit DM 200,— pro Bewerber angesetzt werden. Als zusätzliche Gültigkeit wird  $r = 0,20$  angenommen.

Der optimale Ausleseschnitt ergibt sich für diesen Fall nach der Formel

$$\xi(z') - z' \Phi(z') = \frac{K_T}{s_u r_{zu}} \quad (\text{Cronbach \& Gleser, S. 309})$$

Anhand einer Normalkurventabelle findet man durch sukzessive Annäherung die optimale Auslesequote  $\Phi(z') = 0,029$

$$0,0656 - 1,90 \cdot 0,029 = \frac{200}{100\,000 \cdot 0,20} = 0,01$$

Der maximale zusätzliche Nutzen pro eingestellten Bewerber würde demnach erreicht, wenn nur etwa 3 % der Bewerber angenommen würde!

So viele Bewerber stehen aber nicht zur Verfügung, daß man mit einer Annahmequote von 3 % die freien Stellen besetzen könnte.

Man könnte zwar den Aufwand für die Anwerbung erhöhen; dieser Werbeaufwand würde aber dann die Kosten pro getesteten Bewerber erheblich steigern und verlangte eine Neubestimmung des optimalen Ausleseschnitts.

Bei einer Auslesequote von 3 % ergibt sich folgender Nutzen pro angenommenen Bewerber:

$$\frac{\Delta U}{N \Phi(z')} = \frac{100\,000 \cdot 0,20 \cdot 0,0656}{0,029} - \frac{200}{0,029} \\ = 45\,241 - 6897 = 38\,344$$

Für eine (häufig anzutreffende) Auslesequote von 30 % gilt

$$\frac{\Delta U}{N \Phi(z')} = \frac{100\,000 \cdot 0,20 \cdot 0,3521}{0,30} - \frac{200}{0,30} \\ = 23\,473 - 667 = 22\,806$$

Wie man sieht, macht sich eine psychologische Eignungsuntersuchung vor allem dann bezahlt, wenn praktisch unwiderrufliche personelle Entscheidungen gefällt werden.

So wäre es sehr vernünftig, Beamtenanwärter vor Beginn der Ausbildung und ein zweites Mal vor der endgültigen Übernahme in das Beamtenverhältnis nicht nur, wie es vorgeschrieben ist, ärztlich auf ihre Gesundheit, sondern psychologisch auf ihre Eignung zu untersuchen.

## Zusammenfassung

Oft ist es nicht möglich, den Nutzen von Mitarbeiter-Leistungen aufgrund von exakten Kostenrechnungen zu bestimmen. Man kann in diesem Fall davon ausgehen, daß die durchschnittliche Leistung an einem Arbeitsplatz mindestens so viel wert ist wie das durchschnittliche Gehalt, das an Mitarbeiter in der betreffenden Position gezahlt wird.

Unter bestimmten Voraussetzungen kann — von diesem Mindestnutzen der durchschnittlichen Leistung ausgehend — die Streuung des Nutzens der individuellen Leistungen geschätzt und damit auch der Gesamtnutzen eines psychologischen Ausleseverfahrens berechnet werden.

## Literatur

- Cronbach, L. J., & Gleser, G. C.: Psychological tests and personnel decisions. Urbana, Ill., 1965.  
Gulliksen, H.: Theory of mental tests. New York, 1950.  
Michel, L. & Mai, N.: Entscheidungstheorie und Probleme der Diagnostik bei Cronbach & Gleser. Diagnostica 1968, 4, 99—130.  
Rasch, G.: Probabilistic models for some intelligence and attainment tests. Copenhagen, 1960.

Roche, W. J.: A dollar criterion in fixed treatment employee selection in: L. J. Cronbach & C. G. Gleser, Psychological tests and personnel decisions. Urbana, Ill., 1965.

Schneeweiß, H.: Entscheidungskriterien bei Risiko. Berlin, 1967.

Sixtl, F.: Meßmethoden der Psychologie. Weinheim, 1967.

Torgerson, W. S.: Theory and methods of scaling. New York, 1958.

Anschrift des Verfassers:

Dipl.-Psych. Dr. Hermann Brandstätter

Psychologisches Institut der Universität München

Abteilung angewandte Psychologie

8 München 13

Bauerstr. 28

## Smallest Space Analysis

### Eine Methode

zur Untersuchung wechselseitiger Abhängigkeiten  
von Testergebnissen<sup>1)</sup>

I. M. Schlesinger und Louis Guttman

Mit dieser Arbeit soll eine neue Methode zur Analyse von Testergebnissen dargestellt werden: „Die Smallest Space Analysis“ (SSA). Dazu werden zwei Beispiele gegeben. Das eine ist die Analyse der Interkorrelationsmatrix einer Testbatterie. Das zweite Beispiel besteht in einer Analyse der Feinstruktur wahrscheinlicher Abhängigkeiten zwischen einzelnen Testitems.

Im ersten Beispiel bildet die SSA die Untertests einer Testbatterie als Punkte in einem Raum ab, im zweiten Beispiel einzelne Testitems. In beiden Fällen entspricht der Abstand zwischen je zwei Punkten im Raum (im umgekehrten Sinne) der beobachteten Korrelation zwischen den Untertests bzw. analog dazu, zwischen den Items, die durch diese Punkte repräsentiert werden; d. h., je näher zwei Punkte zusammenliegen, desto höher ist die Korrelation zwischen den betreffenden Variablen.

### Das Komputer-Programm der SSA-I

Zur Analyse von Korrelationsmatrizen ist vor einiger Zeit das Komputer-Programm Guttman-Lingoes SSA-I entwickelt worden (Lingoes, 1965, 1966; Guttman, 1968). Das Programm druckt die Koordinaten des klein-

1) Diese Untersuchung wurde zu einem Teil unterstützt durch das Cooperative Research Program des Office of Education, U. S. Department of Health, Education and Welfare, Projekt Nr. OE-5-21-006, außerdem von der National Science Foundation for research on nonmetric methods (GS-929).

Übersetzung aus dem Englischen: cand. phil. Marianne Kistner.

sten Raumes aus und stellt graphisch dar, wie sich die Punkte im zwei-dimensionalen Raum verteilen bzw. in jeder der zwei möglichen zwei-dimensionalen Projektionen eines Raumes höherer Dimensionen.

Die Abstände zwischen diesen Punkten behalten die Ordnung der beobachteten Korrelationen bei. Aus dem Shepard-Diagramm, das von dem Programm ausgedruckt wird, sind auch die absoluten Größen der Ausgangskoeffizienten zu entnehmen; es besteht aus einem Streudiagramm, das die Koeffizienten der Ausgangsmatrix in Beziehung zu den errechneten Abständen darstellt. Im Gegensatz zur Faktorenanalyse wird bei der SSA keine einzige Formel zur Transformation der beobachteten Korrelationen in Abstände eingesetzt. Stattdessen wird versucht, die bestmögliche Reproduktionskurve für die Daten aufzustellen, was im allgemeinen zu einem kleineren Raum als bei einer Faktorenanalyse der gleichen Daten führt. So stellt z. B. Guttman (1966, S. 445—450) eine zwei-dimensionale Lösung einer SSA für Daten dar, die fünf Dimensionen für einen gemeinsamen Faktorenräum benötigte.

Bei unserer bisherigen Arbeit mit SSA-I wurden viele empirische Korrelationsmatrizen ziemlich gut in zwei- oder drei-dimensionalen Räumen repräsentiert. Die kleine Anzahl von Dimensionen erleichtert es sehr, sich eine Punkte-Konfiguration vorzustellen. Die Aufgabe des Untersuchers besteht jetzt mehr darin, diese Konfiguration zu interpretieren. Die Interpretation ist ohne Achsenrotation möglich, die einen großen Teil des Aufwandes bei Untersuchungen mit der Faktorenanalyse bedingt. Interpretiert wird vorzugsweise in Ausdrücken des der Untersuchung zugrunde liegenden theoretischen Bezugssystems; dieser Aspekt wird unten noch einmal aufgenommen.

Obwohl die SSA in dem oben beschriebenen Sinne sparsamer ist als die Faktorenanalyse sollte nicht übersehen werden, daß die Konfiguration der Variablen — als Punkte im Raum dargestellt — in beiden Arten der Analyse unverändert bleibt. Die Faktoren, die in der Faktorenanalyse extrahiert werden, werden auch in SSA aufgedeckt. An Illustrationsbeispielen ist dann auch nachgewiesen worden, daß dann, wenn die gemeinsamen Faktoren — zusammen mit den Variablen, aus denen sie gewonnen wurden — in einer SSA enthalten sind, sie auch als Punkte in dem sich ergebenden Raum aufgezeigt werden (Guttman, 1966; Schlesinger und Guttman, 1969).

### Facetten für Intelligenz-Tests

Ein theoretisches Bezugssystem zur Klassifikation von Variablen kann über den Begriff der Facette gegeben werden. Eine Facette ist eine Anzahl von Elementen; ein Profil von Elementen, die je aus einer der Facetten entnommen wurden, definiert eine Variable. So definiert im Falle zweier Facetten A und B jede Kombination ab ( $a_e A, b_e B$ ) — Profil oder Struktupel genannt — eine Variable.