



in neuer Bildung Sicht

**Schriftenreihe des Kultusministeriums Baden-Württemberg
zur Bildungsforschung Bildungsplanung Bildungspolitik**

Bildungsberatung in der Praxis

**Aus der Arbeit
der Bildungsberatungsstellen
in Baden-Württemberg**

Reihe A Nr. 29

Neckar-Verlag

Herausgeber: Kultusministerium Baden-Württemberg
Verlag: Neckar-Verlag GmbH, 773 Villingen-Schwenningen
Umschlag, typografische Gestaltung, Grafiken: Prof. Valentin Orasch
Satz und Druck: Emil Daiber, Stuttgart-Zuffenhausen

Februar 1975

Inhaltsverzeichnis

Bildungsberatung als Element aktiver Bildungspolitik von Kultusminister Prof. Dr. Wilhelm Hahn	V
I. Erster Stufenplan zum Ausbau der Bildungsberatung in Baden-Württemberg	1
II. Untersuchung zur Schuleignungsermittlung in Stuttgart Analysen – Bewährungskontrolle – Konsequenzen für die Bildungsplanung von Rudolf H. Weiß	21
III. Untersuchung zur Schuleignungsermittlung in Mannheim von Kurt Heller	69
IV. Bildungsbereitschaft und Bildungsberatung Über den Einfluß von Beratungsmaßnahmen auf die Bildungsbeteiligung in ländlichen und städtischen Gebieten von Rudolf H. Weiß	108
V. Bildungsempfehlung und Schulerfolg Der Beitrag psychologischer Befunde zur Prognose des Schulerfolgs: Ergebnisse einer fünfjährigen Bewährungskontrolle von Hermann Reichenbecher	120
VI. Automatische Klassifikation von psychologischen Untersuchungsbefunden von Ulrich Allinger und Kurt Heller	142
VII. Bildungsberatung in der Sekundarstufe II Untersuchungen, Analysen, Konzeption von Jürgen Osterland und Rudolf H. Weiß	170
VIII. Probleme der Orientierungsstufe Mitarbeit der Bildungsberatung im ländlichen Bildungszentrum Bodnegg – Ergebnisse und Empfehlungen von Heinz Bethäuser	208
IX. Kinder ausländischer Arbeitnehmer und Schulbesuch von Ursula Maier	236
Anhang	255
Verzeichnis der Grafiken	300
Detailliertes Inhaltsverzeichnis	302
	III

VI. Automatische Klassifikation von psychologischen Untersuchungsbefunden

von Ulrich Allinger und Kurt Heller

VORWORT

Die Entstehung dieses Untersuchungsberichts hat sich durch eine Reihe von Umständen, die ich allein verantwortete, verzögert. 1968/69 waren unter meiner Leitung an der Bildungsberatungsstelle Mosbach erste Analysen und Validierungsversuche des AUKL- bzw. DISK-Verfahrens im Hinblick auf die anstehenden Klassifikationsaufgaben im Rahmen der baden-württembergischen Bildungsberatung durchgeführt worden. Soweit hierzu bereits konkrete Ergebnisse vorlagen, sind sie in diesen Untersuchungsbericht (vorab in der 2. Hälfte) eingegangen.

Bedingt durch meine Rückkehr an die Hochschule im Sommersemester 1969 und damit verbundene berufliche Verpflichtungen konnten die genannten Untersuchungsansätze leider nicht mehr vervollständigt bzw. in der erforderlichen Weise weitergeführt werden. Im Auftrag des Kultusministeriums Baden-Württemberg hat deshalb 1969/70 der Co-Autor dieses Berichts, Herr Dipl.-Psych. Dr. U. Allinger vom Institut für Bildungsplanung und Studieninformation Stuttgart, diese Aufgaben übernommen und in hervorragender Weise zu (einem vorläufigen) Ende geführt. Die mathematische Kennzeichnung und Beschreibung des vorliegenden Klassifikations- und Zuordnungsverfahrens in seinen theoretischen Grundlagen ist ausschließlich sein Verdienst.

Eine Reihe wichtiger Informationsdaten wären ohne die Kooperationsbereitschaft zahlreicher Lehrerkollegen sowie der Schulpsychologischen Dienststelle beim Staatl. Schulamt Mannheim und der Bildungsberatungsstelle Mosbach nicht zu beschaffen gewesen. Ihnen und allen „geheimen“ Mitarbeitern, an erster Stelle Herrn Dipl.-Psych. M. Faist von der Bildungsberatungsstelle Karlsruhe (früher Mosbach), sei für ihre Mitwirkung aufrichtig gedankt. Der Dank gilt weiterhin Herrn Oberstudienrat H.-D. Schmidt vom Institut für Bildungsplanung und Studieninformation, Stuttgart, für seine bereitwillige Übernahme einiger Zusatzverrechnungen im Zuge der Verfahrens-Validierung und Herrn Dipl.-Math. E. Faber vom Deutschen Rechenzentrum in Darmstadt, der sich bei der Entwicklung der AUKL- und DISK-Programme sowie um praktikable Lösungen der Anwendungsmodelle im Rahmen der Bildungsberatung verdient gemacht hat.

Heidelberg

Kurt Heller

1. Notwendigkeit der Klassifikation von Individuen im Bildungswesen

Im Laufe seines schulischen und beruflichen Werdegangs steht der Mensch wiederholt vor Wahlsituationen, in denen es darum geht, sich für eine von zwei oder mehreren Ausbildungsrichtungen oder Berufsrollen zu entscheiden. Solche Entscheidungen stehen auch an, wenn andere Personen als der Betroffene selbst, z. B. die Eltern, zu bestimmen haben. Die meisten dieser Entscheidungen haben für das Individuum gewichtige Folgen, und viele sind irreversibel. So können etwa Hauptschüler der 7. Klasse in der Regel nicht oder nur sehr erschwert nachträglich auf das Gymnasium überwechseln, während der umgekehrte Fall möglich – und realisierbar – ist. Es kommt also darauf an, daß der einzelne (möglichst ohne Umwege) die seiner Eignung entsprechende optimale Ausbildungsebene wählt.

Faßt man die Aspekte der Entscheidungssituation näher ins Auge, vor die der Lernende oder Berufssuchende an den „Schaltstellen“ seines Werdegangs gestellt ist, so kann man – was Subjekt und Entscheidungsobjekt betrifft – beim heutigen Wissensstand der Psychologie von zwei Dingen ausgehen:

- (1) Menschen unterscheiden sich in einer Vielzahl von Persönlichkeitsmerkmalen voneinander.
- (2) Den unterschiedlichen Angeboten sowie Anforderungen unterschiedlicher Ausbildungswege und Arbeitsplätze entsprechen Menschen, die sich in bestimmten Persönlichkeitsmerkmalen unterscheiden, unterschiedlich gut.

Beide Erkenntnisse implizieren notwendig ein zweifaches Vorgehen, wenn es um die Approximation an ein optimales Beratungssystem geht, nämlich a) die *Bestimmung* für einzelne Ausbildungsgänge und Arbeitsplätze *notwendiger* und hinreichender menschlicher *Merkmalskonstellationen* und b) die *Beschreibung von Menschen*, die vor der Wahl von Ausbildungsgängen oder Arbeitsplätzen stehen, im Hinblick auf die besagten Merkmalskonstellationen. Dieser doppelte Ansatz ermöglicht die Reduzierung von Fehlentscheidungen; zugleich erhöht sich dadurch die Beratungseffizienz für den Auszubildenden oder Berufssuchenden, dem ja verfassungsmäßig das Recht auf eine seiner Eignung entsprechende Ausbildung garantiert wird.

Es muß hier hervorgehoben werden, daß der einzelne überfordert wäre, stünden ihm keine solche Entscheidungshilfen zur Verfügung. Zum einen kann er seine eigenen Fähigkeiten, Interessen und andere relevante Persönlichkeitsmerkmale nicht gut genug einschätzen, zum anderen besitzt er kein genügend klares Bild über die Tätigkeitsmerkmale der verschiedenen Ausbildungs- und Berufsmöglichkeiten. Drittens weiß er zu wenig über die Art des Zusammenhangs zwischen bestimmten Persönlichkeitsmerkmalen einerseits und Erfolg oder/und Befriedigung in einzelnen (zur Diskussion stehenden) Ausbildungs- und Berufszweigen, d. h. den jeweiligen Bildungszielen, Anforderungs- und Tätigkeitsmerkmalen, andererseits. In allen drei Punkten bedarf der einzelne der fachkundigen *Beratung*.

Darüber hinaus vermindert eine effektive Schul- und Berufsberatung die Gefahr erfolgloser Ausbildungsgänge, häufige Arbeitsplatzwechsel u. ä., was persönliche Opfer und volkswirtschaftliche Investitionen verringern hilft. Auch sind um so höhere kulturelle und wirtschaftliche Leistungen zu erwarten, je besser sich die Menschen für die Funktionen eignen, die sie übernommen haben.

Die oben getroffenen allgemeinen Feststellungen über die Unterschiedlichkeit von Individuen und Ausbildungsgängen bzw. Berufen müssen präzisiert werden, wenn

darauf eingegangen werden soll, wie ein solches Beratungs- resp. Zuordnungssystem wirkungsvoll aufzubauen und zu handhaben sei. Beratungsfunktionen, etwa Ratschläge an den Schüler oder Berufssuchenden, können nur dann ihren Sinn und Zweck erfüllen, wenn von folgenden Voraussetzungen ausgegangen werden kann:

- (1) Zwischen den verschiedenen Schultypen bzw. Arbeitsplätzen (nicht aber innerhalb dieser) bestehen deutliche und konstante, d. h. zeitlich relativ überdauernde, Unterschiede in den Tätigkeitsmerkmalen und Leistungsanforderungen.
- (2) Individuen unterscheiden sich in ihren, für die einzelnen Tätigkeiten oder Schultypen relevanten, Merkmalen deutlich und zeitlich persistent voneinander.
- (3) Die Merkmale von Individuen und diejenigen von Schultypen oder Tätigkeiten müssen über längere Zeit hinweg miteinander in dem Sinne zusammenhängen, daß ihr Bestehen einen Erfolg (bzw. Zufriedenheit) des Individuums an dem ihm zugewiesenen oder gewählten Platz garantiert.
- (4) Es muß ein Instrumentarium zur Verfügung stehen, das eine optimale Zuordnung von Individuen mit definierten Merkmalen zu Schultypen oder Arbeitsgebieten mit definierten Merkmalen gestattet (vgl. *Tent* 1969, S. 23 f.).

Die Frage nach der ersten Voraussetzung ist je nach Art der Gruppen, zwischen denen unterschieden wird, zu klären. Generell kann man für das gegenwärtige Bildungswesen jedoch behaupten, daß die Alternativen Sonderschule versus Grundschule sowie Hauptschule versus Realschule versus Gymnasium deutlich unterschiedlich zu charakterisierende Bildungseinrichtungen sind, und daß sich auch im Anschluß an den *Besuch des Gymnasiums* Berufs- und Studieneinrichtungen mit jeweils eigenen Merkmalen und Anforderungen anbieten. Eine ähnliche generelle Aussage kann für verschiedene Berufsrichtungen gemacht werden, die ohne Hochschulreife angezielt werden können. Auch in integrierten Schulformen (z. B. Gesamtschule) bleiben bestimmte Ausbildungsgänge und Curricula unterscheidbar, obgleich größere Durchlässigkeit zwischen ihnen hier bestehen mag.

Die Realität der zweiten Voraussetzung hängt davon ab, woraus sich die zu klassifizierende Menge von Individuen rekrutiert, z. B. ob Unterschiede in den vorausgegangenen Bildungsmaßnahmen, sozio-kulturelle Milieudifferenzen, Gleichartigkeit versus Unterschiedlichkeit familiärer Hintergrundsituationen u. dgl. m. zu verzeichnen sind. Allgemein kann man wohl sagen, daß Individuen in ihren Merkmalen stärker variieren, wenn sie dem zu beratenden Personenkreis „zufällig“ angehören, als wenn bei ihrer Auswahl auf Homogenität Wert gelegt wurde. Konkret können aber nur empirische Merkmalerhebungen darüber Aufschluß geben, wie sehr sich Menschen voneinander unterscheiden. Für verschiedene Klassifikations-situationen sind zum Teil unterschiedliche Merkmale relevant, von denen hier nur einige genannt werden können: verschiedene Komponenten der Intelligenzstruktur (vgl. z. B. *Jäger* 1967), Formen und Ausprägungsgrade der Interessen, Leistungsmotivation, Intro- oder Extraversion, Ängstlichkeit, Konzentration, Machtstreben, Rigidität, soziale Reife usw.¹. Es muß in diesem Zusammenhang darauf hingewiesen werden, daß die Bezeichnung dieser Person-Dimensionen nur in Verbindung mit den entsprechenden Erfassungsmethoden aussagekräftig ist, da diese trotz teilweise gleichlautender Eigenschafts-Relate unterschiedliche Ergebnisse liefern können (s. z. B. *Fisch & Schmalt* 1970).

¹ Zu den differentialpsychologischen Lernbedingungen vgl. u. a. *CATTELL* 1965.

Zur dritten Voraussetzung: Es gibt für einzelne Ausbildungs- bzw. Berufsentscheidungssituationen empirische Untersuchungen, die auch noch nach Jahren (zwischen Merkmalerhebung und Erfolgskontrolle) einen Zusammenhang zwischen Eigenheiten von Schülern und Erfolgskriterien aufweisen (z. B. *Gebauer 1961, Hitpaß 1961, Yates & Pidgeon 1957*).

Was endlich die vierte Prämisse betrifft, so kommen wir mit ihrer Erörterung zum eigentlichen Thema dieses Beitrages: die Beschreibung, Analyse und Kontrolle eines automatischen Klassifikationsmodells.

2. Bedeutung der „automatischen“ Klassifikation in der Schullaufbahnberatung

Der gegenwärtige Bildungsgang eines Menschen enthält typische Klassifikations-situationen: z. B. Schuleintritt, Übertritt auf weiterführende Schulen, Schulaustritt („Mittlere Reife“, Abitur), Wahl des Studienganges, der beruflichen Ausbildung usw. Ähnliche, möglicherweise sogar vielfältigere Schaltstellen wird es auch in künftigen Bildungssystemen (z. B. Gesamtschulmodellen) geben. Die Entscheidungsgrundlagen, die demjenigen verfügbar sein müssen, der die jeweilige Wahl zu treffen hat, sind komplex und zum Teil nicht a priori herleitbar; es gibt Anforderungsstrukturen von Bildungsgängen, die vielschichtig und für den Außenstehenden verdeckt sind.

Weiterhin muß die Merkmalsrelevanz durch eine Reihe von wissenschaftlichen Untersuchungen im sukzessiven Approximationsverfahren empirisch bestimmt und stets neu überprüft werden. Liegen diese Merkmale einmal annähernd fest, so gilt es, die zu beratenden Individuen in terminis dieser Merkmale zu beschreiben. Dies aber ist ohne standardisierte psychologische Untersuchungsverfahren nicht möglich. Ein wesentliches Ergebnis sozial-psychologischer Forschung besagt, daß Menschen von ihren Mitmenschen im allgemeinen unvollkommen, wenn nicht falsch, eingeschätzt werden (so z. B. *Tagiuri & Petrullo 1958*).

Die Multidimensionalität der Merkmale von Individuen und Ausbildungstypen, nicht zuletzt aber auch die komplizierte Art der Verknüpfung beider Merkmalsbündel, machen es dem Menschen unmöglich, zu einem angemessenen, d. h. regelgerechten, Urteil zu kommen, da bereits die Zahl der Informationsträger (Merkmale), die er simultan kurzfristig behalten kann, sehr beschränkt ist². Die Rechenanlage kommt dem Menschen also bereits zustatten, wenn er *einzelne* Mitmenschen (simulierend klassifizieren und dadurch) beraten will. Unerläßlich wird die Rechenanlage, wenn große Probandenmengen beraten werden müssen, wie es z. B. bei jahrgangsweisen Schul- und Studieneignungsermittlungen in einem Bundesland der Fall ist (N der Schüler aller vierten Grundschulklassen Baden-Württembergs beträgt z. B. ca. 130 000, der Abiturienten eines Jahrgangs ca. 16 000). Der Computer-Einsatz bei Beratungsproblemen dieser Größenordnung bringt folgende Vorteile mit sich: a) *rasche* Verarbeitung einer großen Menge von Informationsdaten, b) *regelgerechte*, d. h. hier: *objektive*, Verarbeitung der Informationen. Auf weitere Vorzüge des Einsatzes von EDV-Anlagen im Rahmen der Bildungsberatung werden wir noch zu sprechen kommen. Zunächst müssen wir jedoch nach den rationalen Regeln fragen, nach denen eine optimale Beratung stattfinden kann.

² Vgl. MILLERS (1956) „magische Zahl 7 ± 2 “.

3. Diskriminanzanalyse und Zuordnungsverfahren zur optimalen Trennung von Gruppen auf Grund von Merkmalen ihrer Mitglieder

3.1 Rationale der multiplen Diskriminanzanalyse

Ziel der multiplen Diskriminanzanalyse ist es, die Merkmale von Mitgliedern zweier oder mehrerer Gruppen so zu gewichten und die so gewonnenen Produkte additiv miteinander zu einem Kriteriumswert zu kombinieren, daß sich die Personen gleicher Gruppen hierbei möglichst wenig, diejenigen verschiedener Gruppen möglichst stark voneinander unterscheiden. Bei zwei Gruppen entspricht die Diskriminanzanalyse dem multiplen Regressionsverfahren (vgl. z. B. Garrett 1943).

Die *Trennformel* zur Errechnung der Positionen eines Individuums auf best-trennenden Dimensionen lautet:

$$(1) z = t_1x_1 + t_2x_2 + t_3x_3 + \dots + t_nx_n, \text{ wobei}$$

z = Kriteriumswert (oder „Trennwert“) eines Individuums,

x_i = numerischer Wert für den Ausprägungsgrad des Individuums im Merkmal i ,

t_i = Gewicht des Merkmals i ,

$i = 1, 2, \dots, n$

bedeutet.

Die Gewichte t_i gilt es in der Diskriminanzanalyse so zu bestimmen, daß die z -Werte *innerhalb* einer Gruppe möglichst *wenig*, diejenigen *zwischen* Gruppen aber möglichst *stark variieren*. Grob gesagt – und daher nur mit Einschränkungen richtig ausgedrückt – müssen also die Personenmerkmale um so stärker gewichtet werden, je mehr sich unterschiedliche Gruppen bei relativ großer gruppen-interner Merkmals-homogenität in diesen unterscheiden.

Das Verfahren erlaubt die Einbeziehung sog. „Suppressor-Variablen“, was zu einer Erhöhung der prädiiktiven Kraft des Instrumentariums führt. Unter Suppressor-Variablen sind dabei solche Merkmale von Menschen oder ihres Lebensraums zu verstehen, die zum Prognosekriterium (z. B. „Erfolg auf dem Gymnasium“) keine direkte Beziehung haben, wohl aber zu dritten Variablen, die ihrerseits mäßig mit dem Prognosekriterium korrelieren. Unter diesen Bedingungen ist eine Variable in dem Maße eine Suppressor-Variable, als sie gestattet, die „wahre“ Korrelation zwischen der dritten Variablen und dem Prognosekriterium zu schätzen. Sie führt in der multiplen Diskriminanzanalyse (wie auch in der multiplen Regression) zu einer Reduzierung (=Suppression) der Rohwerte dritter Variablen um den Betrag, der ausschließlich auf die Korrelation mit der Suppressor-Variablen zurückzuführen ist. Durch diese Suppression steigt die Korrelation dieser dritten Variablen mit dem Prognosekriterium. Es ist also Aufgabe einer Erhebungsvorbereitung, geeignete Variablen-Kombinationen zum Einsatz zu bringen. Man verwendet deshalb lieber mehr als weniger plausible Prädiktoren.

Die manuelle Errechnung von Diskriminanzfunktionen, d. h. der t_i -Werte aus Gleichung (1), ist sehr aufwendig. Es liegen jedoch nunmehr Computerprogramme dafür vor³.

³ Vgl. z. B. die DRZ-Programme DISK und AUKL; s. noch COOLEY und LOHNES (1962).

Faktisch werden die Diskriminanzfunktionen errechnet⁴ als Vektoren, die mit den Eigenwerten der Determinanten-Gleichung

$$(2) | W^{-1} A - \lambda I | = 0 \text{ assoziiert sind, wobei}$$

I = eine Identitätsmatrix,

W = die Matrix der summierten Kreuzprodukte der Abweichungswerte *innerhalb* der Gruppen und

A = die Matrix der summierten Kreuzprodukte der Abweichungswerte *zwischen* den Gruppen ist.

W hat die Matrizelemente

$$w_{ij} = \sum_{k=1}^g \left\{ \sum_{n=1}^{N_g} (x_{ikn} - \bar{x}) (x_{jkn} - \bar{x}_{jk}) \right\},$$

A die Elemente

$$a_{ij} = \sum_{k=1}^g N_g (x_{ik} - \bar{x}_i) (x_{jk} - \bar{x}_j), \text{ wobei}$$

i, j = Variable (= Merkmale),

k = Gruppe k ,

g = Zahl der Gruppen k ,

N = Zahl der Personen n in Gruppe k ,

\bar{x} = Mittelwert,

n = Person n in Gruppe k ist⁵.

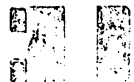
Der Gleichung (2) entspricht die Gleichung:

$$(3) (W^{-1} A - \lambda I) \vec{t} = 0.$$

λ sind hierbei die zu bestimmenden „Eigenwerte“ dieser Gleichung, denen wiederum die Eigenvektoren \vec{t} zugeordnet sind. Die Vektoren \vec{t} enthalten als Komponenten die „Diskriminanzfunktionen“ oder Gewichte t_i , mit denen die Rohwerte der einzelnen Prädiktoren in Gleichung (1) zu multiplizieren sind. Zur Darstellung des relativen „Einflusses“ der i -ten Variable auf die Fähigkeit der Batterie, zwischen den Gruppen zu trennen, müssen die Elemente der \vec{t} -Vektoren, t_i , mit den Wurzeln der ihnen entsprechenden Abweichungsquadratsummen „innerhalb der Gruppen“ (die in der Diagonalen der W -Matrix stehen) multipliziert werden. Die jeweiligen Produkte stellen dann die Elemente der „gewichteten“ Eigenvektoren dar.

Unter der Bedingung der Gleichungen (2) und (3) wird das Verhältnis der Gleichungen

$$(4) \lambda_i = \frac{\vec{t}_i' A \vec{t}_i}{\vec{t}_i' W \vec{t}_i} \text{ maximiert, d. h. Merkmale so gewichtet, daß die}$$



Unterschiede zwischen den Gruppen (A -Matrix) maximal, die Differenzen innerhalb der einzelnen Gruppen (W -Matrix) aber minimal werden.

⁴ Die Diskriminanzfunktionen können auch durch Differentiationsrechnung ermittelt werden. Vgl. E. WEBER (1957, S. 523 ff.), LINDER (1960, S. 238 ff.).

⁵ Zur Einführung in die Matrizen-Algebra siehe z. B. ELTERMANN (1969).

Die maximale Zahl von Diskriminanzfunktionen bzw. λ -Werten bzw. v -Vektoren (Eigenvektoren) hängt von der Anzahl der Gruppen g , zwischen denen unterschieden werden soll, bzw. von der Zahl der Prädiktoren, m , ab. Und zwar beträgt die Zahl der Diskriminanzfunktionen maximal $g-1$ oder m , je nachdem, welcher Wert von beiden kleiner ist. Bei zwei Gruppen wird daher 1 Diskriminanzfunktion, also für jede Variable 1 Gewicht, errechnet, bei 3 Gruppen 2 Gewichte. Bei 5 Gruppen und 3 Variablen beispielsweise sind 3 Diskriminanzfunktionen nötig. Diese Gesetzmäßigkeiten kann man dadurch veranschaulichen, daß sich der Abstand zwischen $g = 2$ Gruppenmittelpunkten im Raum auf einer einzigen ($g - 1 = 1$) Geraden (= 1 Dimension) abmessen läßt, während drei Gruppen auf einer Ebene (= 2 Dimensionen), als Sonderfall aber auch auf nur einer Geraden zu lokalisieren sind. Gleichzeitig ist aber leicht einzusehen, daß die Zahl der Dimensionen durch die Zahl der erfaßten Merkmale begrenzt ist: Wenn man z. B. bei 5 Gruppen nur die Merkmale Größe und Schädelumfang ($m = 2$) erfaßt, stehen nur zwei Unterscheidungsdimensionen zur Verfügung.

Die Größe der λ_i aus (4) geben das Ausmaß an, in dem die mit λ_i assoziierten Diskriminanzfunktionen (= Eigenvektoren \vec{t}) zwischen den Gruppen unterscheiden. Weiterhin legte Wilks mit seinem Lambda-Index ein Maß für die Trennfähigkeit einer Test- bzw. Merkmalsbatterie vor:

$$(5a) \Lambda = \prod_{i=1}^r \left[\frac{1}{(1 + \lambda_i)} \right] \quad \text{bzw.} \quad (5b) \Lambda = |W| / |T^*|,$$

wobei

r = Zahl der Diskriminanzfunktionen,

$||$ = „Determinante von“,

W = Matrix der addierten Kreuzprodukte „innerhalb der Gruppen“,

T^* = Matrix der addierten Kreuzprodukte der Abweichungen vom Gesamtmittelwert und

$$\lambda_i = \frac{\vec{t}_i' A \vec{t}_i}{\vec{t}_i' W \vec{t}_i}.$$

T^* hat die Elemente:

$$t_{ij} = \sum_{n=1}^N (x_{in} - \bar{x}_i) (x_{jn} - \bar{x}_j), \quad \text{wobei}$$

N = Gesamtzahl der Probanden,

n = n -ter Proband,

i, j gehen von 1 bis r , wobei

r = Zahl der Diskriminanzfunktionen.

Zur Testung der Signifikanz von Unterschieden zwischen den Gruppen und damit der Signifikanz der Testbatterie liegt ein F-Test vor ⁶:

$$F = \left(\frac{A}{W} \right) \left(\frac{N-g}{g-1} \right) \text{ bzw.}$$

$$F = \left(\frac{1-A}{A} \right) \left(\frac{N-g}{g-1} \right).$$

Die Matrix C der Gruppen-Zentroide im Diskriminanzraum ergibt sich aus:

$$(6) C_{(r,g)} = T'_{(r,m)} \cdot M_{(m,g)}, \text{ wobei}$$

r = Zahl der Diskriminanzfunktionen,

g = Zahl der Gruppen,

T' = Transponierte der Matrix der Eigenvektoren \vec{t}_i ⁷,

M = Matrix der Gruppenmittelwerte in den Originalvariablen,

m = Zahl der Originalvariablen.

Entsprechend errechnet sich die Matrix S der Gruppen-Standardabweichungen im Diskriminanzraum folgendermaßen:

$$S_{(r,g)} = T'_{(r,m)} \cdot S_{(m,g)}, \text{ wobei}$$

S = Matrix der Gruppen-Standardabweichungen in den Originalvariablen.

Die Dispersions-(= Varianz-Kovarianz-)Matrix DD_g im Diskriminanzraum für Gruppe g erhält man, indem man die Testraum-Dispersionsmatrix D_g für Gruppe g von links und rechts mit der T-Matrix multipliziert:

$$(7) DD_{g(r,r)} = T'_{(r,m)} \cdot D_{g(m,m)} \cdot T_{(m,r)}.$$

DD_g wird zur Berechnung der Zugehörigkeitswahrscheinlichkeiten von Individuen zu Gruppen benötigt.

3.2 Rationale des Zuordnungsverfahrens

Ein eigentliches Verwendungsziel der Diskriminanzanalyse psychologischer Daten in der Bildungsberatung besteht in der Zuordnung von Schülern zu bestimmten Schultypen oder Ausbildungsrichtungen (Studiengängen), begabungs- und leistungsdifferenzierten Kursen u. ä. Man geht dabei von der Vorstellung aus, bestimmte Schultypen oder Ausbildungsrichtungen seien typisch für Schüler mit bestimmten Merkmalen, oder umgekehrt: bestimmte Schüler seien typisch für bestimmte Ausbildungsangebote. Die Prüfung dieser Annahmen kann nur zum Teil Gegenstand der Diskriminanzanalyse sein, weil erstens in die Diskriminanzanalyse immer nur eine begrenzte Anzahl von Merkmalen eingeht und zweitens nur die *relative* Ähnlichkeit zwischen einem Individuum und einer Gruppe im Vergleich zu ganz bestimmten anderen Gruppen ermittelt wird.

⁶ Siehe RAO 1952, S. 258-272.

⁷ T' ist nicht identisch mit T^* .

Bei der Klassifikation bzw. Zuordnung neuer Probanden wird in der Regel von schon bestehenden Gruppen als Kriterien ausgegangen, deren Zusammenstellung Aufgabe einer eigenen – wie auch immer gearteten – vorausgehenden Klassifikation war⁸. Mit den Werten dieser „Richtgruppen“ (Maßstabsgruppen) wird nun das Merkmalsprofil jedes neu zu klassifizierenden Individuums verglichen. Zugeordnet wird der Gruppe, zu der das Individuum die vergleichsweise größte Ähnlichkeit aufweist. Dieses Vorgehen hat den deutlichen Nachteil der Fixierung von Klassifikationskriterien (d. h. von Merkmalen schon vorliegender, u. U. aber nicht optimal zusammengesetzter Gruppen).

Die Häufigkeitsverteilungen der einzelnen Richtgruppen beispielsweise im zweidimensionalen Merkmalsraum (in unserem Fall bei 2 angewandten Testverfahren) weisen an unterschiedlichen Punkten des Merkmalsraums unterschiedliche Häufigkeitsdichten – und damit unterschiedliche Zugehörigkeitswahrscheinlichkeiten – auf. Im Falle der Normalverteilung, die bei der – konventionellen – parametrischen Diskriminanzanalyse angenommen wird⁹, können Punkte gleicher Häufigkeitsdichte durch Ellipsen dargestellt werden, im dreidimensionalen Raum (z. B. bei drei Testverfahren) durch Ellipsoide, im mehrdimensionalen Fall durch Hyperellipsoide (vgl. noch Janke 1964).

Das rechnerische Zuordnungsverfahren besteht nun im wesentlichen darin, das einzelne Individuum derjenigen Gruppe zuzuschlagen, die an dem Punkt im Merkmalsraum die vergleichsweise größere Häufigkeitsdichte aufweist, durch den das Individuum beschrieben wird. Ein solcher Algorithmus kann als „Methode der größten Wahrscheinlichkeit“ bezeichnet werden.

In einer multivariaten Normal-Verteilung wird die Größe der Ellipse (bzw. des Ellipsoids bzw. des Hyperellipsoids) durch den Wert der quadratischen Gleichung

$$(8) \chi^2 = \vec{x}_i' D^{-1} \vec{x}_i \quad \text{bestimmt, wobei}$$

D^{-1} = die Inverse der Dispersions-(= Varianz – Kovarianz-)Matrix
und

\vec{x}_i = ein Vektor von Abweichungswerten mit m Elementen (= Zahl der Variablen)

$$\text{ist: } \vec{x}_i' = \begin{bmatrix} x_{1i} - \bar{x}_1 & x_{2i} - \bar{x}_2 & \dots & x_{mi} - \bar{x}_m \end{bmatrix}$$

Je größer der Wert von χ^2 , desto geringer ist die Dichte an diesem Punkt

$$\begin{bmatrix} x_{1i} & x_{2i} & \dots & x_{mi} \end{bmatrix}$$

Jeder Schüler stellt sich als ein Punkt im Testraum (mit m Dimensionen) dar, und jeder Punkt kann auf ein bestimmtes Hyperellipsoid gelegt werden, indem man seine Test-Werte in Gleichung (8) einsetzt.

⁸ Es besteht auch die Möglichkeit, die Gruppen erst durch ein „automatisches Klassifikationsverfahren“ so zu bestimmen, daß sie sich bei möglichst großer interner Homogenität möglichst deutlich voneinander unterscheiden (vgl. hierzu FABER und NOLLAU 1969).

⁹ Zur nichtparametrischen Diskriminanzanalyse siehe FIX und HODGES (1951, 1952), JOHNS (1961) und STOLLER (1954).

Das Hyperellipsoid, auf dem ein Proband im multidimensionalen Raum liegt, ist ein guter Index für den Grad der Ähnlichkeit zwischen dem Probanden und einer Gruppe, wenn die Mittelwerte und Streuungen der Gruppen bekannt sind. (Dieses als „Centour-Methode“¹⁰ bezeichnete Verfahren wurde von *Rulon et al.* (1954) im Anschluß an Arbeiten von *Du Mas* (1949), *Cattell* (1949) und *Cronbach & Gleser* (1953) entwickelt.)

Für jeden Pb können so viele Zugehörigkeitswahrscheinlichkeiten bestimmt werden, wie Gruppen vorliegen. Im Falle von g Gruppen lautet dann das mathematische Entscheidungsgesetz (I) für die Zuordnung von Individuen zu vorhandenen Gruppen:

$$(I) R_j \text{ --- } \chi_j^2 \leq \chi_k^2; \quad j, k = 1, 2, \dots, g; \quad j \neq k,$$

d. h.: Die Region von Gruppe j im Testraum (R_j) ist definiert als (---) Raum all derer, deren χ^2 -Wert für Gruppe j kleiner als für eine andere Gruppe k ist.

Dieses Entscheidungsgesetz (I) ist optimal, wenn die Dispersionsmatrizen (D_g) der Gruppen sowie die Gruppengrößen gleich sind. Für die Abwesenheit dieser Bedingungen lautet ein allgemeineres Entscheidungsgesetz (II):

$$(II) R_j \text{ --- } \chi_j^2 \leq \chi_k^2 - \log \frac{|D_j|}{|D_k|} + 2 \log \frac{P_j}{P_k},$$

wobei P_j bzw. P_k = die A-priori-Zugehörigkeitswahrscheinlichkeit zu Gruppe j bzw. k (zu ermitteln auf Grund der relativen Gruppengröße) und D_j bzw. D_k deren Varianz-Kovarianzmatrix ist.

Wenn $|D_1| = |D_2|$ und $P_1 = P_2$ ist, führen die Entscheidungsgesetze (I) und (II) zur selben Anzahl von Fehlklassifikationen. Wenn aber $P_1 > P_2$ (d. h. Gruppe 1 größer als Gruppe 2), wird Gesetz (I) die Schüler häufiger der Gruppe 2 zuordnen. Wenn $|D_1| > |D_2|$, wird Gesetz (I) häufiger der Gruppe 1 zuordnen, da dann ein bestimmter Centour-Wert für Gruppe 1 eine größere Region des Testraumes umfaßt als derselbe Centour-Wert für Gruppe 2. Entscheidungsgesetz (II) berücksichtigt diese Ungleichheiten der Varianzen und Kovarianzen und führt zu einer Verringerung von Fehlklassifikationen¹¹.

Ein allgemeines Theorem von Bayes zur Errechnung der Gruppenzugehörigkeits-Wahrscheinlichkeit führt zu der allgemeinen Gleichung:

$$(9) P_{ij} (H_j/X_i) = \frac{\frac{p_j}{|D_j|^{1/2}} e^{-\frac{\chi_j^2}{2}}}{\sum_k \frac{p_k}{|D_k|^{1/2}} e^{-\frac{\chi_k^2}{2}}}, \text{ wobei }^{12}$$

$$k = 1, 2, \dots, j, \dots, g$$

$$i = 1, 2, \dots, N.$$



¹⁰ „Centour“ ist abgeleitet von „Centil contour“.

¹¹ Jedoch wird immer eine multivariate Normalverteilung der Population angenommen, aus der die Stichproben stammen sollen.

¹² Zu lesen als: „Die Wahrscheinlichkeit, daß die Hypothese der Zugehörigkeit eines Individuums i mit dem Werte-Vektor X zur Gruppe j zutrifft“.

Dabei können die Werte p_j sowohl A-priori- als auch posteriore Wahrscheinlichkeiten sein. Sie stellen die relative Häufigkeit dar, mit der eine Mitgliedschaft in der gemischten Population vorkommt¹³. Der Koeffizient von e in Gleichung (9) schließt das Verhältnis von Gruppengröße und Gruppenstreuung ein. Gleichung (9) stellt das Verhältnis zwischen der Dichte von Gruppe j und der kombinierten Dichte aller Gruppen an einem bestimmten Punkt des Testraumes dar.

Ein *Entscheidungsgesetz (III)* lautet dann:

$$(III) R_j \text{ — } P_{ij} \geq P_{ik}, \text{ wobei}$$

$j, k = 1, 2, \dots, g;$

$j \neq k.$

Ein Individuum wird damit derjenigen Gruppe zugeteilt, für die es die höchste Zugehörigkeitswahrscheinlichkeit besitzt.

Liegt ein Individuum im Testraum in Region R_j (Region der Gruppe j), so liegt es auch im Diskriminanzraum in Region R_j , falls die Gruppen-Streuungsmatrizen gleich sind. Unter diesen Bedingungen gilt Formel (9) auch für den Diskriminanzraum, wobei Rechenzeit gespart wird, wenn dem Diskriminanzraum weniger Variable zugrunde liegen als dem Testraum. Regeln (II) und (III) führen zu denselben Ergebnissen.

3.3 Bisherige Anwendungen von Diskriminanzanalyse und automatischen Zuordnungsverfahren in der Bildungsplanung und Bildungsberatung Baden-Württembergs.

Die DRZ-Programme¹⁴ AUKL und DISK¹⁵ wurden als automatisches Klassifikationsverfahren im Bildungswesen erstmals in einer großangelegten empirischen Untersuchung über Begabung und Schuleignung für weiterführende Schulen (Heller 1968, 1970) eingesetzt. Begabungsdifferenzierung und Schuleignungsermittlung erwiesen sich dabei als echte Klassifikationsprobleme, die mit den bislang verwendeten Methoden sowohl prognostisch unbefriedigend (vgl. z. B. die sog. Grenzwertmethode) als auch bezüglich des personellen, zeitlichen und finanziellen Aufwandes kaum im vertretbaren Rahmen zu lösen waren. Von Anfang an traten freilich die ökonomischen Überlegungen etwas in den Hintergrund angesichts der *methodischen* Schwierigkeiten, die sich im Hinblick auf das Hauptziel der Untersuchung – die objektive Erfassung von Begabungsbestand und Schuleignungsreserven – ergaben. Bereits bei früheren Untersuchungen ähnlicher Thematik stieß man auf das Phänomen der Gruppenüberlappungen, das sich zum Kernproblem unserer Klassifikationsbemühungen verdichtete. Dazu bedarf es einiger Erläuterungen.

Die älteste und international am häufigsten verwendete Methode der Begabungserfassung resp. Schuleignungsermittlung¹⁶ stellt die „Grenzwert“-Methode oder eine ihrer zahlreichen Varianten dar (Heller 1970, S. 104 ff.). Hierbei wird innerhalb der Häufigkeitsverteilung bestimmter Prognosevariablen, zumeist testpsychologisch er-

¹³ Im Falle einer Variablen ist der Exponent in Gleichung (9) gleich dem Exponenten in der Gleichung der Normalkurve.

¹⁴ Deutsches Rechenzentrum in Darmstadt.

¹⁵ Autor: E. FABER.

¹⁶ Eine detaillierte Begriffsdifferenzierung findet sich in der ausführlichen Darstellung bei HELLER 1970, S. 55 ff.

faßter IQ- oder/und Zensuren Daten, mehr oder weniger willkürlich ein sog. Cutting Score (Grenzwert) festgesetzt. Die mit ihren Test-Leistungswerten über diesem Grenzwert gelegenen Pbn werden dann der Gruppe 1 (z. B. Gymnasialeignungen), diejenigen Pbn mit entsprechenden Testscores unter dem betr. Grenzwert der Gruppe 2 (z. B. Hauptschuleignungen) zugeordnet. Auf diese Weise wurden auch Begabungsreserven-Schätzungen u. a. in Schweden, den Niederlanden, Österreich und der Bundesrepublik Deutschland durchgeführt (vgl. *de Wolff & Härnquist, Sonnleitner, Arnold und Weiß* u. a.). Die Nachteile dieses Verfahrens liegen auf der Hand. So erhöhen oder verringern sich die ermittelten Schuleignungs- und Begabungsreservenquoten je nach der Höhe des verbindlichen Grenzwertes, der meistens derart auf der IQ- oder einer anderen Skala angesetzt wird, daß die untersten 5 bis 15 % der Bezugsgruppe (z. B. Gymnasiasten = Richtgruppe) wegfallen; d. h. deren Testleistungsscores bestimmen dann die untere Eignungsgrenze für die Zielgruppe (Gymnasialeignungen), also hier der für den gymnasialen Bildungsgang geeignet erscheinenden Grund- und Hauptschüler. Bei Differenzierungsversuchen dieser Art tritt nun das erwähnte Phänomen des „overlapping“, die *Überlappung* verschiedener Schulpopulationen (z. B. Gymnasiasten versus Hauptschüler) mit aller Deutlichkeit zutage. Schüler, deren Test-Leistungswerte in diesen Bereich fallen, können somit nicht eindeutig einer der beiden Schuleignungsgruppen zugeordnet werden. Bei der Klassifikation in drei Gruppen (z. B. Hauptschüler, Realschüler, Gymnasiasten) ergeben sich prinzipiell die gleichen Probleme. Die Abbildung auf Seite 155 (Grafik 20) veranschaulicht die soeben beschriebenen Phänomene.

Die Gruppenüberschneidungen der Gymnasiasten und Hauptschüler in der LPS-Batterie ¹⁷, bezogen auf die *empirischen* Erhebungsdaten, sind beträchtlich: Jeweils rd. ein Drittel der Verteilungsmengen entfällt auf diesen (einfach schraffierten) Überlappungsbereich. Dagegen konnten die beiden Schülergruppen – auf Grund derselben Informationsdaten – via automatische Klassifikation bedeutend besser diskriminiert werden, wie ebenfalls aus Grafik 20 (vgl. doppelt schraffierte Fläche) hervorgeht: Hier wurde der Überlappungsbereich mindestens um die Hälfte seines ursprünglichen Betrages reduziert.

An diesem Punkt setzten nun unsere praktischen Anstrengungen um die Erprobung eines objektiven, zuverlässigen und gültigen Klassifikations- und Zuordnungsverfahrens im Rahmen der Schullaufbahnberatung ein. Über das Ergebnis haben wir andernorts eingehend berichtet (*Heller 1968, 1970*). Nur soviel sei hier angemerkt, daß mit Hilfe automatischer Trennverfahren (AUKL) bereits 1966 eine objektive und zuverlässige, d. h. von irreliaiblen Außenkriterien (wie Zensuren, Lehrgutachten u. ä.) unabhängige, Bestimmung der Begabungs- und Schuleignungsquoten eines gesamten Bundeslandes (Baden-Württemberg) gelang. Im folgenden werden die Analysen und Resultate weiterer Kontrollen dieses zwischenzeitlich verbesserten – im ersten Teil dieses Berichtes detailliert beschriebenen – Operationsansatzes, auch im Hinblick auf seine Effizienz in der *individuellen* Schullaufbahnberatung, mitgeteilt. Für die Praxis dürften insbesondere die Diskussion der Validierungsergebnisse, aber auch Befunde zur Diskriminanzfunktion einzelner Tests im LPS bzw. PSB ¹⁸, von Interesse sein.

Die nachstehend referierten Analysedaten beziehen sich überwiegend auf eine von der Bildungsberatungsstelle Mosbach im Jahre 1968 durchgeführte Untersuchung

¹⁷ LPS = Leistungs-Prüf-System von HORN (1962).

¹⁸ PSB = Prüfungssystem für Schul- und Bildungsberatung (=Kurzform des LPS von HORN).

über Begabung und Schuleignung in der Stadt Mannheim, in der u. a. ebenfalls die DRZ-Programme AUKL und DISK eingesetzt wurden¹⁹. Als Richt-Stichproben wurden diesmal 109 Gymnasiasten (Gruppe 1), 103 Realschüler (Gruppe 2) und 91 Hauptschüler (Gruppe 3) der 5. Schuljahr/Klasse herangezogen. Nachfolgende Tabellen 1 und 2 geben die Mittel- und Sigma-Werte der drei Gruppen wieder.

Tabelle 1

Testresultate (M-Werte in T) im PSB und AzN 4+ (GL)²⁰ der Mannheimer Begabungsuntersuchung 1968: Stichproben aus Hauptschule, Realschule, Gymnasium

	Variablen-Nr.														
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15
	P-S-B														AzN
Stichproben	1+2	3	4	3+4	5	6	5+6	7	8	7+8	9	10	9+10	GL	GL (V)
Kl. 5 G	60,2	57,3	59,3	58,3	60,2	58,9	60,3	55,4	59,1	57,1	51,8	55,5	53,6	61,3	59,5
Kl. 5 R	56,2	55,4	54,0	54,5	53,5	56,5	54,9	51,0	53,7	51,6	53,5	50,1	50,4	54,9	56,1
Kl. 5 H	50,9	52,7	51,8	51,5	50,2	51,7	50,0	52,4	52,6	51,6	45,8	52,5	49,0	50,6	48,1

Tabelle 2

Testresultate (Sigma-Werte in T) im PSB und AzN 4+ (GL) der Mannheimer Begabungsuntersuchung 1968: Stichproben aus Hauptschule, Realschule, Gymnasium

	Variablen-Nr.														
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15
	P-S-B														AzN
Stichproben	1+2	3	4	3+4	5	6	5+6	7	8	7+8	9	10	9+10	GL	GL (V)
Kl. 5 G	6,7	9,0	9,2	9,1	9,3	9,1	8,8	9,0	9,2	8,2	8,6	8,4	9,1	7,3	6,8
Kl. 5 R	8,4	9,7	9,3	9,2	9,4	8,1	9,0	9,9	10,4	9,4	8,3	8,2	7,3	8,0	7,0
Kl. 5 H	10,4	10,0	9,4	9,4	8,8	9,9	9,0	10,2	10,1	9,6	8,8	10,2	10,3	9,2	7,5

Das allgemeine Eigenwertproblem $|W^{-1} A - \lambda I| = 0$ führte zu folgenden reellen Eigenwerten: 0,8097
0,2483.

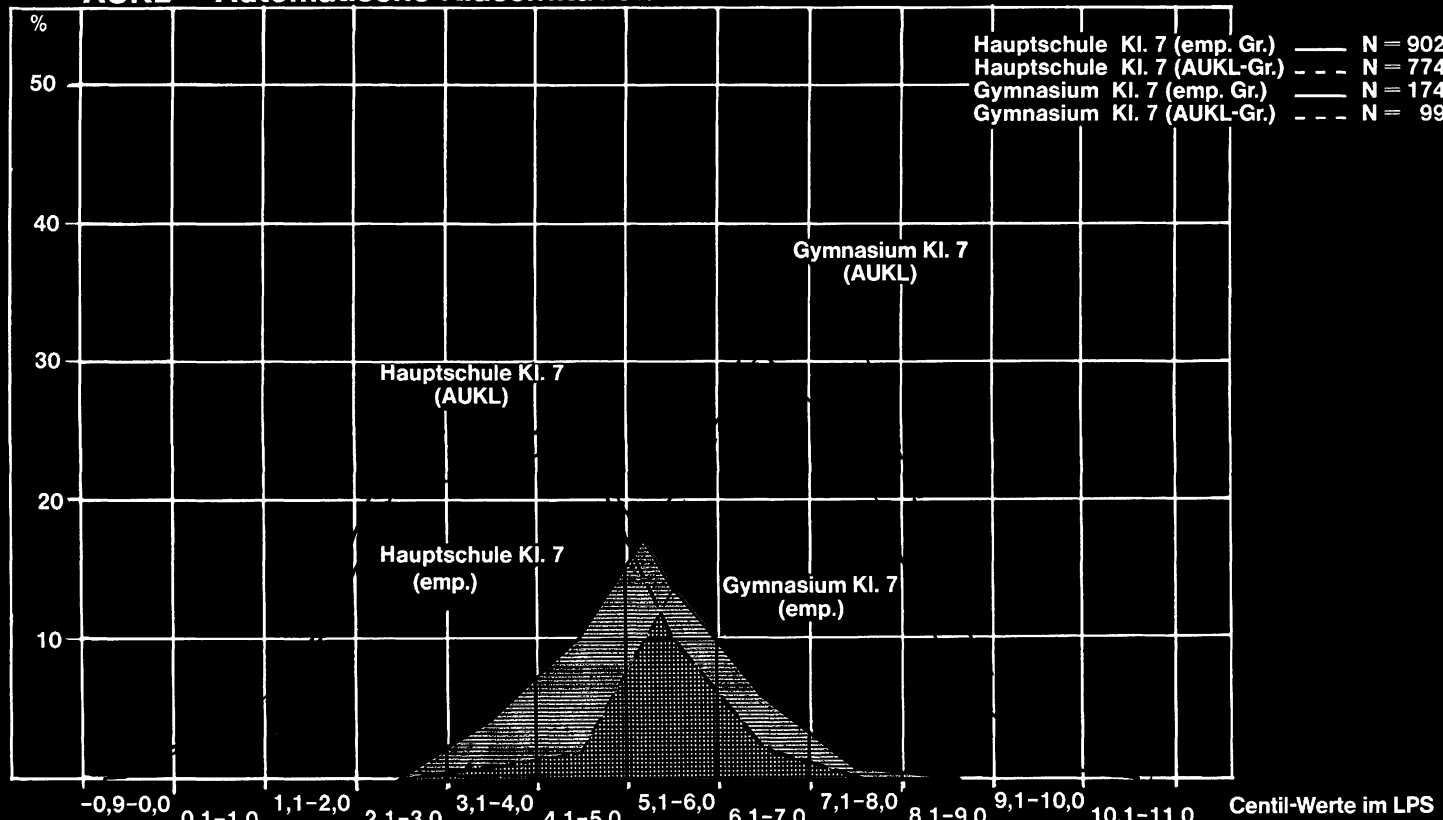
Die entsprechenden Eigenvektoren \vec{t} (deren Elemente die Koeffizienten der Diskriminanzfunktion (t_i) sind) lauten folgendermaßen (T-Matrix; Tabelle 3: Eigenvektoren \vec{t}):

¹⁹ Siehe dazu noch den Beitrag Nr. III in diesem Band.

²⁰ AzN 4+ = Aufgaben zum Nachdenken (für 4. und 5. Klassen) von HYLLE und KRAAK, neubearbeitet von HORN und SCHWARZ (1965).

LPS = Leistungsprüfssystem (Horn)
AUKL = Automatische Klassifikation

Grafik 20



Häufigkeitspolygone einer Gymnasial- und Hauptschulstichprobe, jeweils bezogen auf die LPS-Subtests 1 + 2, vor (empirische Gruppen) und nach (AUKL-Gruppen) erfolgter Schuleignungsdifferenzierung mit Hilfe des IBM-Programms AUKL (vgl. Heller 1970, S. 108) - Markierung der Überlappungsbereiche durch einfache (emp. Gr.) versus doppelte (AUKL-Gr.) Schraffierung

Tabelle 3

T-Matrix: Eigenvektoren \vec{t}

Dimension \ Variable	\vec{t}_1	\vec{t}_2
1	-0,0012	0,0009
2	-0,0069	0,0035
3	-0,0041	0,0058
4	0,0072	-0,0087
5	0,0044	0,0023
6	0,0022	-0,0020
7	-0,0073	0,0003
8	-0,0125	0,0015
9	-0,0066	0,0011
10	0,0128	0,0002
11	0,0013	-0,0043
12	-0,0006	0,0038
13	-0,0032	-0,0012
14	0,0114	0,0017
15	0,0055	-0,0017

Aus dieser Matrix sowie den Gruppenstreuungen ließen sich die „gewichteten Eigenvektoren“ \vec{g} errechnen (G-Matrix; Tabelle 4):

Tabelle 4

G-Matrix: gewichtete Eigenvektoren \vec{g}

Dimension \ Variable	\vec{g}_1	\vec{g}_2
1	-0,0423	0,0638
2	-0,2728	0,2744
3	-0,1548	0,4442
4	0,2708	-0,6628
5	0,1659	0,1736
6	0,0803	-0,1451
7	-0,2647	0,0193
8	-0,4932	0,1173
9	-0,2684	0,0933
10	0,4722	0,0176
11	0,0457	-0,3040
12	-0,0223	0,2936
13	-0,1179	-0,0919
14	0,3779	0,1148
15	0,1579	-0,0972

Die orthogonalisierten Eigenvektoren \vec{v} lauteten (V-Matrix; Tabelle 5):

Tabelle 5

V-Matrix: orthogonalisierte Eigenvektoren \vec{v}

Dimension Variable	\vec{v}_1	\vec{v}_2
1	-0,0449	0,0564
2	-0,2576	0,1840
3	-0,1513	0,4116
4	0,2659	-0,6024
5	0,1639	0,2452
6	0,0806	-0,1271
7	-0,2690	-0,0782
8	-0,4619	-0,0521
9	-0,2447	0,0013
10	0,4731	0,1936
11	0,0484	-0,3285
12	-0,0218	0,3000
13	-0,1189	-0,1436
14	0,4211	0,2931
15	0,2025	-0,0596

Die Elemente der T-Matrix geben die Koeffizienten der Diskriminanzfunktion – Gleichung (1) – ab.

Der Einfluß der einzelnen Variablen auf die Trennfähigkeit der Batterie läßt sich am besten aus den Komponenten der Vektoren der G-Matrix ersehen, in deren Errechnung die Streuungen der Gruppen in den Variablen eingingen.

Zu einer geometrischen Darstellung der Gruppenmittel- und Gruppeneinzelwerte eignen sich die Vektoren-Komponenten aus der V-Matrix als Koeffizienten. Jeder Gruppenmittelwert im Diskriminanzraum kann dann durch Addition der Produkte aus Testmittelwerten und Testgewichten (der V-Matrix entnommen) errechnet werden (vgl. Tabelle 6 und Grafik 21).

Tabelle 6

Gruppenmittelwerte im Diskriminanzraum

	1. Dimension	2. Dimension
Gruppe 1 (Gymnasiasten)	7,2221832	20,4600427
Gruppe 2 (Realschüler)	5,8071885	14,6642535
Gruppe 3 (Hauptschüler)	3,5689866	19,7270348

Wilks' Lambda-Kriterium (als Test auf Verschiedenheit der Gruppen) ergab:

$$\Lambda = 0,4426624 \text{ (Freiheitsgrade: } F_1 = 30, F_2 = 574);$$

der F-Test erbrachte:

$$F = 9,6244,$$

was einer hohen Signifikanz der Unterschiede zwischen den Gruppen entspricht.

Die in Tabelle 6 und Grafik 21 dargestellten Gruppenmittelwerte im Diskriminanzraum und die in Tabelle 4 berichteten Variablen Gewichte sind folgendermaßen zu interpretieren:

Die 1. Dimension des Diskriminanzraumes verhilft zu einer Charakterisierung der Unterschiede zwischen Hauptschülern, Realschülern und Gymnasiasten derart, daß die Vertreter dieser drei Schultypen hier in eine deutliche Rangreihe zu bringen sind: Die niedrigsten Leistungen in den zur 1. Diskriminanzdimension stark beitragenden Variablen erbringen Hauptschüler, etwa in der Mitte liegen Realschüler, und die besten Testleistungen lassen Gymnasiasten erwarten.

Wie ein Blick auf die 2. Dimension des Diskriminanzraumes zeigt, setzen sich Realschüler in ganz bestimmten Merkmalen sehr deutlich von der Gesamtgruppe der Haupt- und Gymnasialschüler ab.

Im einzelnen tragen folgende Variablen zur 1. Unterscheidungsdimension deutlich bei (vgl. Tabelle 4): Variablen 10, 14, 4, 5 und 15. Das bedeutet, daß Schüler mit sehr hohen Leistungen im PSB 7+8, PSB-GL, PSB 3+4 und PSB 5 sowie im AzN am ehesten eine *Gymnasialempfehlung* rechtfertigen, wenn sie zugleich relativ niedrige Werte in den supprimierenden Variablen 8 (PSB 7), 2 (PSB 3), 9 (PSB 8), 7 (PSB 5+6), 3 (PSB 4), 13 (PSB 9+10), 1 (PSB 1+2) oder/und 12 (PSB 10) haben.

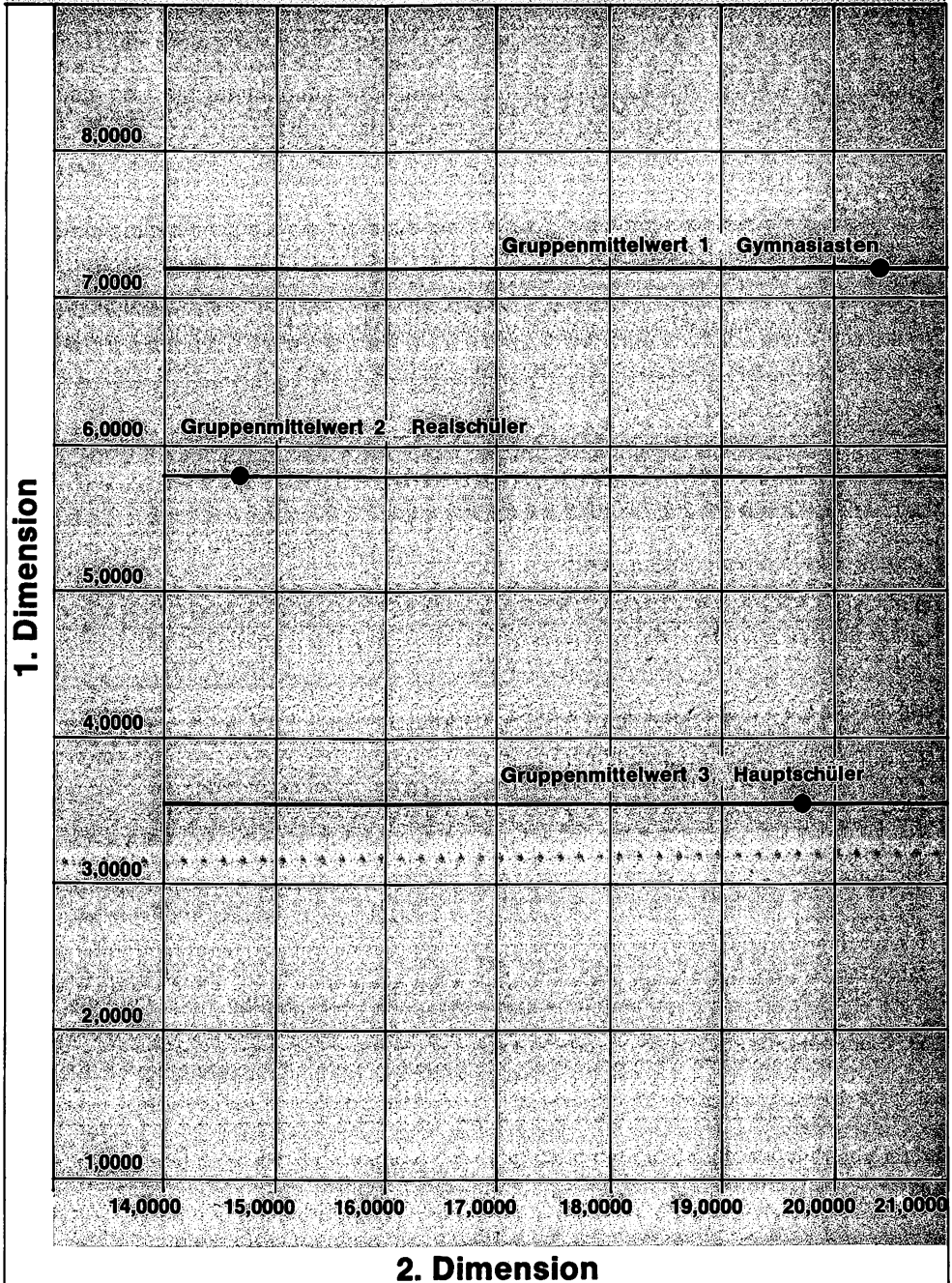
Zur 2. Unterscheidungsdimension (Abgrenzung gegenüber der Realschule) tragen die Variablen 3 (PSB 4), 12 (PSB 10), 2 (PSB 3), 5 (PSB 5), 8 (PSB 7) und 14 (PSB-GL) deutlich bei, wobei hier die Variablen 4 (PSB 3+4), 11 (PSB 9), 6 (PSB 6), 15 (AzN) oder/und 13 (PSB 9+10) als Suppressor-Variablen fungieren.

Im Hinblick auf die Diskriminanz- bzw. Prädiktorfunktion der LPS-Variablen, d. h. der Subtests im Leistungsprüfsystem, konnte Heller (1970, S. 155) folgende Gewichte (in der nachstehenden Rangfolge) bestimmen: LPS 1+2, LPS-GL, LPS 5+6, LPS 3+4, LPS 11+12, LPS 7–10.

3.4 Validierung der automatisch gewonnenen Klassifikationsresultate durch Korrelation mit den Bildungs-Empfehlungen (BE) der Bildungsberater (via „approximative Expertenabstimmung“) und Lehrerurteilen (LU) in Mannheim

Eine erste Validierungsmöglichkeit der AUKL-Ergebnisse, wie sie mit Hilfe der Mannheimer Richtstichproben von Hauptschülern, Realschülern und Gymnasiasten des 5. Schuljahrs ermittelt worden waren, ergab sich durch das Vorliegen von Lehrerurteilen (Grundschulgutachten) und differenzierten Bildungsempfehlungen (BE) für jeden einzelnen (untersuchten) Schüler der 4. Grundschulklasse. Letztere waren von Psychologen/Bildungsberatern in Abstimmung mit dem jeweiligen Klassenlehrer des betr. Schülers (via „approximative Expertenabstimmung“, Aurin 1968, S. 31) in mühevollen und zeitraubenden Sitzungen erarbeitet worden. Diese Bildungsempfehlungen – LU versus BE – können als Außenkriterien eines ersten Validierungsversuchs angesehen werden, die ihrerseits allerdings durch gewisse Unsicherheitsfaktoren belastet sind: Der menschliche Informationsverarbeiter kann eine bestimmte Reihe vorliegender Informationsdaten nicht in derselben Präzision verarbeiten, wie dies der Maschine möglich ist, wenn für diese einmal die Regeln feststehen, nach denen beurteilt werden soll; bei gleichen Informationen, die sich zur Verarbeitung anbieten, wird also der Computer als dem Menschen überlegen anzusehen sein. Auf der anderen Seite sind jedoch dem Bildungsberater und dem mit ihm konferierenden Lehrer Zusatzinformationen zugänglich, die im Prinzip eine breitere Entscheidungsgrundlage abgeben können. Die Qualität von Bildungsempfehlungen, wie sie von Bildungsbera-

Gruppenmittelwerte im Diskriminanzraum



tern und Lehrern erarbeitet werden können, dürften daher stark beurteiler-abhängig sein. Als desiderables Entwicklungsziel erscheint demnach eine Objektivierung der dem menschlichen Berater zusätzlich zu den bisher in die maschinelle Empfehlung eingehenden Schülermerkmalen zur Verfügung stehenden Informationen über den Schüler, sein bisheriges Verhalten und dessen soziale (inner- und außerschulische) Interaktionsbedingungen, die dem Computer einzugeben sein werden. Daraus folgt die Forderung nach Einsatz auch *nichtparametrischer Diskriminanzanalysen* (Fix und Hodges 1951, 1952; Johns 1961 und Stoller 1954). Diese Überlegungen verweisen auf die Unsicherheit darüber, wie die Gültigkeit der „Außenkriterien“ BE und LU bewertet werden muß. Nachfolgende Tabelle faßt die Korrelationen zwischen automatischer (maschineller) Klassifikation (AUKL), Bildungsempfehlung der Bildungsberater (BE) und Lehrerurteil der Grundschule (LU) zusammen (vgl. auch Heller 1970, S. 112).

Tabelle 7

Schuleignungsurteile der automatischen Klassifikation (AUKL), Grundschul-Lehrerurteile (LU) und Bildungsempfehlungen der Bildungsberater (BE) im korrelativen Vergleich – Grundschulpopulation der 4. Klasse Mannheims (N = 3.534)

1. Basis: 14 Testvariable (PSB):

AUKL – LU:	r = 0.49	CC = 0.47	CC _{corr.} = 0.57
AUKL – BE ₁ :	r = 0.56	CC = 0.52	CC _{corr.} = 0.64 *
AUKL – BE ₂ :	r = 0.58	CC = 0.57	CC _{corr.} = 0.69 **

2. Basis: 15 Testvariable (PSB + AzN):

AUKL – LU:	r = 0.59	CC = 0.47	CC _{corr.} = 0.57
AUKL – BE ₁ :	r = 0.73	CC = 0.58	CC _{corr.} = 0.72
AUKL – BE ₂ :	r = 0.72	CC = 0.59	CC _{corr.} = 0.72

3. Basis: alle Test- und Persönlichkeits-/Sozialvariable:

LU – BE ₁ :	r = 0.80	CC = 0.61	CC _{corr.} = 0.75
LU – BE ₂ :	r = 0.53	CC = 0.48	CC _{corr.} = 0.59

* BE₁ beinhaltet folgende Zusammenfassungen der Eignungskategorien:
G = Gg + Gb + AG; R = Rg + Rb; H = RE + H/A + H/B + SO

** BE₂ beinhaltet folgende Zusammenfassungen der Eignungskategorien:
G = Gg + Gb + AG + GF; R = Rg + Rb; H = RE + H/A + H/B + SO
Zur Erläuterung dieser Eignungskategorien verweisen wir auf den Beitrag Nr. III dieses Sammelbandes.

Unsere Interpretation obiger Tabelleninformationen, die sich auf die r- bzw. CC_{corr.}-Werte stützt, kommt zu folgendem zusammenfassenden Ergebnis:

Der Zusammenhang zwischen den maschinell errechneten Eignungswerten (AUKL) und den individuell (von Hand) ausgearbeiteten Bildungsempfehlungen (BE) ist durchweg höher als die Beziehung zwischen AUKL und LU (Lehrerurteil – Grundschulgutachten – bezüglich der weiterführenden Schuleignung vor erfolgter (also unabhängig von der) Bildungsberatung resp. Aussprache mit dem Bildungsberater/ Psychologen). Dieses Resultat war – wenn auch nicht in der bestimmten Höhe – zu erwarten. Ferner fällt auf, daß eine Verbreiterung der Erhebungsbasis (15 Variable) die aufgewiesenen Zusammenhänge deutlich verbessert. Dies spricht u. E. für eine möglichst breit gestreute und relativ heterogene Testbatterie, wobei geeignete

Schulleistungstests (vgl. AzN) neben Begabungs- und Intelligenzmeßverfahren ausreichend berücksichtigt werden müssen. Es wäre zu prüfen, unter welchen Voraussetzungen die Zeugniszensuren und sog. Probearbeiten im 4. Schuljahr die Schuleignungsprognose verbessern. Der Einbezug dieser Zensurenvariablen in die AUKL-Verrechnung verschlechterte im allgemeinen den Konsensus zwischen AUKL und BE beträchtlich, was nach den bisher vorliegenden Erfahrungen mit nicht (vorher) normalisierten Schulzensuren kein Überraschungsphänomen darstellt. Da die Resultate z. T. jedoch recht uneinheitlich sind, sollte eine weitere Feinanalyse genauere Aufschlüsse über die Funktion der Zensurenvariablen bezüglich der Eignungsklassifizierung erbringen bzw. eventuelle Hinweise für eine objektivere Leistungsbeurteilung in der Schule liefern (siehe noch Heller 1974).

Die Diskrepanz der Urteilsvergleiche LU-BE₁ und LU-BE₂ überrascht auf den ersten Blick, läßt sich aber leicht aufklären, wenn man berücksichtigt, daß BE₁ das Ergebnis einer mehr oder minder engen Kooperation von Bildungsberater/Psychologe und Klassenlehrer darstellt, während BE₂ erst nachträglich und ohne weitere Lehrerkonsultation zustandekam. Demnach differenziert AUKL die Schuleignungen noch besser (2. Basis: r-AUKL – LU) als der Bildungsberater (3. Basis: r-LU – BE₂), selbst wenn diesem eine erheblich breitere Urteilsgrundlage durch Einbezug biographischer Informationen, Persönlichkeits- und Sozialdaten zur Verfügung steht.

Unter dem Gesichtspunkt klassifikatorischer Aufgaben und einer möglichen Rationalisierung ihres Aufwandes rückt die Frage der Beziehung zwischen LU und AUKL in den Vordergrund des Interesses. Auf der Operationsbasis von 15 Testvariablen errechneten wir eine *Übereinstimmung zwischen LU und AUKL in Höhe von 60 %* aller untersuchten Fälle, während der Konsensus zwischen LU und BE₁ (LU-abhängigen BE) in 72 % der Fälle, zwischen LU und BE₂ (LU-unabhängigen BE) jedoch nur in 57 % der Fälle gegeben ist. Dagegen stimmen BE₁ und AUKL zu 69 %, BE₂ und AUKL zu 67 % überein.

Die mitgeteilten Befunde lassen somit bereits im ersten Ansatz einer Validierung des AUKL-Verfahrens erkennen, daß das Modell einen beachtlichen Beitrag zur Ökonomisierung – und Objektivierung – der Schuleignungsermittlung bedeutet. Trotz der erreichten Übereinstimmungsquote (60 %) sollte man durch eingehende Detailanalysen der Restvarianz (40 %) weitere Ursachenvariablen der Urteilsdiskrepanz ermitteln, um den Konsensus zwischen LU und AUKL noch zu verbessern. Eine Erhöhung der Quote um 10 % auf 70 % liegt u. E. im Bereich der Möglichkeiten.

3.5 Validierung der erhobenen Merkmalsgewichte in Stuttgart

Eine Möglichkeit zur weiteren Absicherung der Gültigkeit automatisch gewonnener Eignungsurteile (AUKL) ergab sich in Stuttgart, wo eine Gruppe von Bildungsberatern 1968²¹ bei 5760 Grundschulern der 4. Klasse Bildungsempfehlungen erarbeitet und Lehrer-Beurteilungen über weiterführende Schuleignung (LU) erhoben hatte. Bei der Stuttgarter Begabungsuntersuchung kam dieselbe Testbatterie zur Anwendung wie in Mannheim. Deshalb konnten hier auf der Grundlage der oben erwähnten Mannheimer Schüler-Richtstichproben (Hauptschüler, Realschüler und Gymnasiasten der 5. Klasse) – nachträglich – entsprechende AUKL-Empfehlungen errechnet werden, die dann wiederum mit BE und LU korreliert wurden. Nachfolgende Tabelle 8 faßt die Ergebnisse zusammen; AUKL basiert hier auf den in Tabelle 7 unter Punkt 2 aufgeführten 15 Testvariablen (PSB und AzN).

²¹ Vgl. WEISS: Bericht Nr. II in diesem Band.

Tabelle 8

Schuleignungsurteile der automatischen Klassifikation (AUKL), Grundschul-Lehrerurteile (LU) und Bildungsempfehlungen der Bildungsberater (BE) im korrelativen Vergleich – Grundschulpopulation der 4. Klasse Stuttgarts (N = 5 651)

AUKL – LU:	CC = 0.4807	CC _{corr.} = 0.59
AUKL – BE ₁ :	CC = 0.5668	CC _{corr.} = 0.72
LU – BE ₁ :	CC = 0.7091	CC _{corr.} = 0.76

Die Korrelationsergebnisse (CC_{corr.}) der Mannheimer und Stuttgarter Schüler stimmen somit weitgehend überein. Die Beziehung zwischen AUKL und LU ist sogar gegenüber den Mannheimer Korrelationsbefunden geringfügig erhöht. Die Korrelationen zwischen AUKL und BE sind identisch. Eine Kontingenztabellierung aller untersuchten Fälle der Stuttgarter Population erbrachte eine Übereinstimmung zwischen LU und BE in 65,3 % der ausgesprochenen Empfehlungen, zwischen LU und AUKL in 53,3 % der Fälle und zwischen BE und AUKL in 60,7 % der Fälle; allen drei Vergleichen lagen ausschließlich die Hauptkategorien Gymnasialempfehlung, Realschulempfehlung und Hauptschulempfehlung zugrunde. Insgesamt sprechen die mitgeteilten Korrelationsresultate für eine Übertragbarkeit der Mannheimer Richtwerte auf andere Populationen.

Neben diesem korrelationsstatistischen Vergleich²² stellten wir die Erfolgs- versus Mißerfolgsquoten nach einjährigem (Stuttgart) bzw. zweijährigem (Mannheim) Besuch von Gymnasium und Realschule, jeweils auf die einzelnen Eignungsurteile bezogen, einander gegenüber. Verglichen wurden dabei zunächst 8 Gruppierungen hinsichtlich der Erfolgskriterien „versetzt – nicht versetzt“ (siehe Tabelle 9).

Tabelle 9

Mißerfolgsquoten (Klassenwiederholung nach 1 Jahr weiterführender Beschulung) für Realschüler und Gymnasiasten verschiedener Eignungsbeurteilungen (Definition der Gruppen s. u.) –

Nach den Erhebungen in Stuttgart (1968–69)

	Gruppen							
	1	2	3	4	5	6	7	8
Anzahl	1106	677	754	219	896	888	661	312
davon nicht versetzt oder								
ausgeschieden	63	114	58	59	47	130	60	57
	5,6 %	16,8 %	7,7 %	26,9 %	5,2 %	14,6 %	9,1 %	18,3 %

Gruppe 1 = Gymnasiasten mit BE für Gymnasium

Gruppe 2 = Gymnasiasten mit BE für Realschule oder Hauptschule

Gruppe 3 = Realschüler mit BE für Realschule oder Gymnasium

Gruppe 4 = Realschüler mit BE für Hauptschule

Gruppe 5 = Gymnasiasten mit AUKL-Eignung für Gymnasium

Gruppe 6 = Gymnasiasten mit AUKL-Eignung für Realschule oder Hauptschule

Gruppe 7 = Realschüler mit AUKL-Eignung für Realschule oder Gymnasium

Gruppe 8 = Realschüler mit AUKL-Eignung für Hauptschule

²² Daß multivariate Klassifikations-Ansätze herkömmlichen Verfahren in der Frage der Begabungsdifferenzierung resp. Schuleignungsprognose überlegen sind, zeigte sich erneut bei unserer Datenanalyse. Die zwischen den Gesamtleistungsscores bzw. einzelnen Subtestergebnissen im AzN, PSB und CFT einerseits und den gymnasial- bzw. realschulischen (2jährigen) Bewährungskriterien „Erfolg“ (Versetzung), „Teilerfolg“ (Repetition) sowie „Mißerfolg“ (Drop-out) andererseits auf Grund des Mannheimer Datenmaterials berechneten Korrelationen liegen maximal bei 0.3 bis 0.4 (CC_{corr.}).

Die entsprechenden Daten der Mannheimer Untersuchung, bezogen auf *zweijährige* Bewährungskontrollen, finden sich in der folgenden (nach LU-, BE- und AUKL-Eignungsurteilen differenzierten) Tabellenübersicht Nr. 10. Zum besseren Vergleich werden die Stuttgarter Parameter mitangegeben.

Tabelle 10

Mißerfolgsquoten (Repetition und Drop-out) der Gymnasiasten und Realschüler verschiedener Schuleignungskategorien (Bildungsvorschläge nach LU, BE und AUKL) – Nach den Erhebungen in Mannheim (1968–70) und Stuttgart (1968–69)

Grundschulpopul. 1968	Übertrittsschule	Schuleignungskategorien Bildungsvorschläge nach LU, BE und AUKL für					Beurteilungsmethode
		G %	R %	H %	G+R %	R+H %	
Mannheim	Gymnasium	9,23	24,75	59,99	—	29,16	LU
Mannheim	Gymnasium	7,46	14,40	45,89	—	20,71	BE
Mannheim	Gymnasium	9,85	13,05	15,48	—	13,89	AUKL
Stuttgart	Gymnasium	5,6	—	—	—	16,8	BE
Stuttgart	Gymnasium	5,2	—	—	—	14,6	AUKL
Mannheim	Realschule	14,27	25,23	55,16	21,62	—	LU
Mannheim	Realschule	17,55	24,83	43,47	21,30	—	BE
Mannheim	Realschule	14,28	26,98	39,23	20,14	—	AUKL
Stuttgart	Realschule	—	—	26,9	7,7	—	BE
Stuttgart	Realschule	—	—	18,3	9,1	—	AUKL

Entsprechend lauten die Mannheimer Kontrollresultate, jetzt nach Erfolg, Teilerfolg und Mißerfolg aufdifferenziert, im Quotenvergleich verschiedener Urteilsmodi (siehe Tabelle 11).

Tabelle 11

Bewährungskontrollen in der Stadt Mannheim 1968–70: (1) Erfolg (Versetzung), (2) Teilerfolg (Repetition) und (3) Mißerfolg (Drop-out) im Quotenvergleich verschiedener Beurteilungsmethoden (LU, BE, AUKL)

Beurteilungsmethode	Übertrittsschule	Schuleignungskategorien Bildungsempfehlungen (Ende 4. Grundschulklasse) für								
		G			R			H		
		(1) %	(2) %	(3) %	(1) %	(2) %	(3) %	(1) %	(2) %	(3) %
LU	Gymnasium	90,8	4,9	4,4	75,2	11,4	13,3	40,0	33,3	26,7
BE	Gymnasium	92,5	4,0	3,5	85,6	8,2	6,2	54,1	14,8	31,1
AUKL	Gymnasium	90,1	5,0	4,8	86,9	7,1	6,0	84,5	6,3	9,2
LU	Realschule	85,7	6,7	7,6	74,8	9,8	15,4	44,8	34,5	20,7
BE	Realschule	82,4	8,1	9,5	75,2	12,7	12,1	56,5	13,0	30,4
AUKL	Realschule	85,7	8,2	6,1	73,0	13,5	13,5	60,8	13,9	25,3

Unsere Erfolgsquotenaufstellungen erlauben vorerst keine definitive Aussage über den relativen Erfolg der beiden Beurteilungsmethoden BE (bzw. LU) und AUKL, da die Schüler vor dem Übertritt auf weiterführende Schulen ausschließlich mit der BE-Empfehlung beraten wurden, jedoch keine Vergleichsgruppe von Schülern vorhanden ist, die statt dessen mit der AUKL-Empfehlung beraten wurde, so daß die Bezugsgruppe als einseitig ausgelesen angesehen werden muß.

Auch ein Vergleich der nach LU, BE und AUKL in Stuttgart ermittelten Eignungsquoten läßt hier lediglich erkennen, daß BE und AUKL bezüglich der Gymnasialeignung strenger urteilten als LU, während sich bezüglich der Real- und Hauptschuleignung eher umgekehrte Trends abzeichnen (Tabelle 12) ²³.

Tabelle 12

Vergleich der absoluten Häufigkeiten von BE-, LU- und AUKL-Empfehlungen für weiterführende Schulbildung in der Stuttgarter Untersuchungspopulation 1968 (N = 5.651)

LU	BE	AUKL
Gg = 1 497 Gb = 476	Gg = 872 Gb = 469 GF = 118 AG = 159	
Summe G = 1 973	Summe G = 1 618	Summe G = 1 624
Rg = 965 Rb = 455	Rg = 903 Rb = 553 RE = 274	
Summe R = 1 420	Summe R = 1 730	Summe R = 1 573
H/A = 942 H/B = 1 212	H/A = 1 326 H/B = 977	
Summe H = 2 154	Summe H = 2 303	Summe H = 2 454
Summe _{tot.} = 5 547	Summe _{tot.} = 5 651	Summe _{tot.} = 5 651

Ein Vergleich der absoluten Zahlen, wie sie die Tabellen 9 und 12 wiedergeben, bestätigt die Vermutung, daß mehr Schüler mit den von Bildungsberatern ausgesprochenen Bildungsempfehlungen (BE) für Gymnasium tatsächlich auch den Bildungsweg des Gymnasiums gewählt haben als Schüler mit entsprechender AUKL-Gymnasialempfehlung. Für die Schüler, die sich für den Bildungsgang der Realschule entschieden haben, gilt analog dasselbe. Auch hier ist die Stichprobe (unserer Bewährungskontrollen) zu einseitig ausgelesen, als daß schon jetzt ein abschließendes Vergleichsurteil bezüglich der empirischen Validität von BE- versus AUKL-Schuleignungsprognosen möglich wäre bzw. angeraten erscheint. Immerhin – soviel ist sicher – können sich in dem uns verfügbaren Mannheimer und Stuttgarter Informationsmaterial (nach zweijährigen Bewährungskontrollen) die AUKL-Schuleignungsprognosen bezüglich ihrer Treffsicherheit durchaus mit den entsprechenden BE-Vorschlägen messen. Endgültige (komparative) Aussagen werden möglicherweise nach einem größeren Bewährungszeitraum fällig. Schon deshalb sollten die begonnenen schulischen Bewährungskontrollen in Mannheim und Stuttgart kontinuierlich weitergeführt werden.

4. Der Verbund Bildungsberater – Computer bei der Beratung (Auswirkungen auf die Beratungspraxis)

Die Erörterung des Einsatzbedarfs, die Darstellung der Methodik und der Bericht über Ergebnisse praktischer Anwendung von automatischen Klassifikationshilfen haben uns der Klärung des Frageproblems näher gebracht, welcher Ort innerhalb

²³ In den Mannheimer Untersuchungsbefunden zeigten sich – mutatis mutandis – sehr ähnliche Tendenzen, allerdings dort in der Gegenüberstellung von BE und AUKL. Siehe dazu Bericht Nr. III S. 73 ff. in diesem Band (Grafik 17).

des Bildungsberatungsprozesses automatischen Klassifikationshilfen zuzuweisen ist. Diese Position ergibt sich z. T. aus der Funktion des Bildungsberaters, z. T. aus den ihm gesetzten Grenzen, z. T. aus den Möglichkeiten und spezifischen Eigenschaften des Verfahrens „Automatische Klassifikation“ (AUKL) selbst. Die wesentlichen Merkmale einer Begabungs- und Schuleignungsdifferenzierung mit Hilfe von AUKL- oder DISK-Programmen sind:

- *Objektivität*: Das Verfahren zieht nur die für die Beurteilung als eigentlich erachteten Aspekte des/der zu Beratenden hinzu. Subjektive Eindrücke bzw. Einflußvariablen kommen nicht ins Spiel.
- *Normierung*: Das Verfahren ist strengen Ablaufgesetzen unterworfen und läuft nach immer gleichen, feststehenden und nachprüfbareren Prinzipien ab.
- *Komplexität der Logik*: Die zur Beurteilung führende Argumentation kann sich auf eine größere Zahl von Informationen beziehen, als es dem menschlichen Beurteiler jemals möglich wäre.
- *Verarbeitungsgeschwindigkeit*: Die Zuordnung zu Gruppen kann auch bei einer Großzahl von zu beratenden Probanden in wenigen Minuten bzw. Stunden mit der Rechenanlage durchgeführt werden.
- *Veränderbarkeit*: Die Zuordnungskriterien und -gruppen sind völlig austauschbar, so daß das Verfahren auf eine große Anzahl von Entscheidungsproblemen anwendbar und laufend revidierbar ist.
- *Erfahrungsbezug*: Das Verfahren funktioniert rein auf Grund empirisch gewonnener Informationen.

In einigen Möglichkeiten des Verfahrens sind zugleich auch seine Grenzen erkennbar:

- *Festlegung auf bestimmte Variable vor der Untersuchung*: Die Erfassung und Verarbeitung der Variablen kann nicht in Form einer Strategie in Abhängigkeit von der Ausprägung bestimmter Merkmale variiert werden.
- *Ausschließlichkeit der herangezogenen Merkmale*: Es ist nicht praktikabel, dem Rechner das ganze Hintergrundwissen mitzuteilen, das bei bestimmten Probanden (in Grenzfällen) für eine Entscheidung des Psychologen/Bildungsberaters ausschlaggebend sein könnte.
- *Orientierung an bestehenden Normen*: Das Verfahren orientiert sich an dem jeweils gegebenen Schul- und Bildungssystem und begünstigt somit die konventionellen Auswahlkriterien²⁴. Unter gewissen Kautelen läßt sich diese Gefahr allerdings (weitgehend) bannen.

Eine allgemeine Definition der Funktion moderner Bildungsberatung kann prinzipiell zwei alternative Ansätze, die auch in der Zeitfolge alternieren können, beinhalten:

- (1) Zuordnung von Individuen eines Kollektivs zu schon bestehenden Gruppen;
- (2) Gruppierung von Individuen auf Grund ihrer Ähnlichkeit in als für beliebige Ziele relevant erachteten Merkmalen.

²⁴ Für das „automatisch“, d. h. ohne Richtgruppen klassifizierende Verfahren (vgl. FABER und NOLLAU 1969) trifft das nur eingeschränkt zu.

Die beiden Ansätze können zu ganz unterschiedlichen Gruppierungen führen. Der erste zielt auf die Erhaltung der Beschreibungsmerkmale der Mitglieder vorab definierter Gruppen ab, die sich in bestimmten Ausbildungszweigen bewährt haben, der zweite sucht nach neuen Gruppierungsweisen, für die es unterschiedliche Ausbildungen bereitzustellen gilt, die speziell auf den besonderen „Eigenschaften“ der Gruppenmitglieder aufbauen.

In beiden Fällen scheint die Verwendung von mathematisch begründeten Klassifikationshilfen unersetzlich, insbesondere, wenn es um größere Schülermengen geht und die Möglichkeit besteht, eine größere Zahl von Merkmalen zu erfassen. *Aufgabe des Bildungsberaters* ist dabei die *Untersuchungsplanung* (Definition der relevanten Merkmale, Zusammensetzung bzw. Filterung der Richtstichproben), die *Untersuchungsdurchführung* (Erhebung der Merkmale bei den Probanden), die *Interpretation* der automatisch gewonnenen Bildungsempfehlungen unter dem Aspekt der Art der erfaßten Merkmale (Input), die *Gewinnung von Zusatzinformationen* über den Persönlichkeits-, Interessen- und Sozialhintergrund der Probanden, wenn oder solange diese Informationen noch nicht automatisch erfaßt resp. verarbeitet werden können (Notwendigkeit nonparametrischer Klassifikationstechniken), die *Beurteilung* der automatisch ausgesprochenen Empfehlungen *unter dem Gesichtspunkt dieser Zusatzinformationen* und schließlich die *Beratung* der Probanden.

Der Einsatz der rationellen und rational stringenten automatischen Klassifikationshilfen wird dem Bildungsberater in dem Maße von Nutzen sein, in dem es möglich und ökonomisch ist, relevante Informationen über Auszubildende zum Zwecke ihrer Beratung schematisiert und in objektiverer Form einzuholen. Somit empfiehlt sich die automatische Klassifikation (AUKL) zur *Begabungs- bzw. Schul- und Studieneignungsermittlung*, besonders *bei größeren Untersuchungsstichproben* oder Jahrgangspopulationen in den 4., 10. und 12./13. Klassen gegliederter Schulsysteme, zur *Begabungs- und Leistungsdifferenzierung auf der Orientierungsstufe, innerhalb der Gesamtschule, bei Schulmodellversuchen* u. ä. Der AUKL-Einsatz im Bildungswesen ist grundsätzlich immer dann indiziert, wenn Klassifikationsprobleme zur Entscheidung anstehen und entsprechende Urteile möglichst objektiv, d. h. gerecht, gefällt werden sollen.

Sofern es im Einzelfall wünschenswert erscheint, bei der Urteilsfindung auch *subjektive Aspekte* (seitens des Schülers) zu berücksichtigen, etwa außergewöhnliche biographische oder/und soziale Determinanten, stellt AUKL bislang *kein* adäquates Modell der Eignungsdifferenzierung dar. Zwar gibt es die Möglichkeit, solche qualitativen Variablen mitzuerfassen, z. B. durch nonparametrische Klassifikationstechniken, doch besteht dann sehr leicht die Gefahr, daß unkontrollierbare Einflußgrößen bzw. unerwünschte Effekte zur Wirkung kommen. Bei entsprechenden AUKL-Probeläufen (unter Einschluß diverser sozio-kultureller Variabler) zeichnete sich sehr bald ab, daß gerade die „begabten“, sozio-ökonomisch benachteiligten Kinder hierbei – entgegen unseren bildungspolitischen Absichten: ihrer Aktivierung – nicht zum Zuge kommen würden. Dies ist freilich kaum verwunderlich, wenn man bedenkt, daß die Maßstabsgruppen der Gymnasiasten und Realschüler zu einem erheblichen Teil durch die Mittelschichtkinder (über)repräsentiert sind und somit deren Statuskriterien in die AUKL-Verrechnung miteingehen. Möglicherweise könnte dadurch die Treffsicherheit derzeitiger Schul- und Studienerfolgsprognosen beträchtlich gesteigert werden, auf der anderen Seite würde aber dann einer unerwünschten Verfestigung bestehender Selektionstendenzen im Sinne leistungsfremder Eignungskriterien (wie sozialer Herkunft oder sozio-ökonomischem Familienstatus) eher Vorschub als Einhalt geboten.

Somit kann dem ausschließlich test- bzw. leistungsbezogenen AUKL-Modell aus bildungspolitischen Gründen wie unter bildungsplanerischen Gesichtspunkten im gegenwärtigen Bildungswesen vorab eine – freilich sehr wichtige – *Hilfs- und Unterstützungsfunktion* zuerkannt werden, deren Vorzüge gegenüber konventionellen Methoden (z. B. Grenzwertmethode) gleichermaßen in den Möglichkeiten zur Objektivierung und Rationalisierung psycho-diagnostischer Urteilsfindung zu suchen sind. Speziell im Hinblick auf die Schul- und Studieneignungsermittlung kann die automatische Klassifikation als *Instrument der „Vorsortierung“* den Arbeits- und Zeitaufwand für die Eignungsermittlung spürbar senken und durch Entlastungseffekt dem Bildungsberater die Zeit erübrigen, die er für die eigentliche Beratung, besonders sogenannter Problemfälle, dringend benötigt. Automatische Klassifikationshilfen sollen den Bildungsberater nicht ersetzen, sie können aber seine Arbeit effizienter und zuverlässiger machen – und das bedeutet gewiß nicht wenig.

Literaturverzeichnis

- Aurin, K. und Mitarbeiter: Gleiche Chancen im Bildungsgang. Bericht der Bildungsberatungsstellen von Baden-Württemberg über Begabung und Schuleignung. Schriftenreihe A Nr. 9 des Kultusministeriums Baden-Württemberg zur Bildungsforschung, Bildungsplanung, Bildungspolitik. Villingen 1968.
- Cattell, R. B.: r_b and Other Coefficients of Pattern Similarity. *Psychometrika*, 14 (1949), 279–298.
- Cattell, R. B.: *The Scientific Analysis of Personality*. Harmondsworth u. a. 1965: Penguin Books.
- Cooley, W. W. & Lohnes, P. R.: *Multivariate Procedures for the Behavioral Sciences*. New York, London, Sydney 1962.
- Cronbach, L. J. & Gleser, G. C.: Assessing Profile Similarity. *Psychol. Bull.*, 50 (1953), 456–473.
- Deutsches Rechenzentrum Darmstadt: DISK (Multiple Diskriminanzanalyse), FORTRAN IV. Autor: E. Faber, o. J.
- Deutsches Rechenzentrum Darmstadt: AUKL (Automatische Klassifikation), FORTRAN IV. Autoren: P. Schnell und E. Faber, o. J.
- De Wolff, P. und Härnquist, K.: Umfang und Verteilung der Begabungsreserven. In: *Begabung und Bildungschancen (OECD-Bericht 1961)*, deutsch herg. von H. P. Widmaier, Frankfurt/M., Berlin, Bonn, München 1967, 109–152.
- Du Mas, F. M.: The Coefficient of Profile Similarity. *J. Clin. Psychol.*, 5 (1949), 123–131.
- Eltermann, H.: *Grundlagen der praktischen Matrizenrechnung*. Mannheim, Wien, Zürich 1969.
- Faber, E. und Nollau, W.: Über einen Algorithmus zur mehrdimensionalen Diskriminanzanalyse. Schriftenreihe des DRZ, Heft S–5, Darmstadt 1969.
- Faber, E. und Nollau, W.: Über ein Verfahren zur automatischen Klassifikation. Schriftenreihe des DRZ, Heft S–6, Darmstadt 1969.

- Fisch, R. und Schmalt, H.-D.: Vergleich von TAT- und Fragebogendaten der Leistungsmotivation. *Z. Exp. angew. Psychol.*, 17 (1970), 608–634.
- Fix, E. und Hodges, J. L.: Discriminatory analysis: nonparametric discrimination. USAF, SAM Series in Statist., Proj. No. 21–49–004, Rep. 4. Texas (School of Aviation Medicine), 1951.
- Fix, E. und Hodges, J. L.: Discriminatory analysis: nonparametric discrimination: small sample performance. USAF, SAM Series in Statist., Proj. No. 21–49–004 Rep. 11. Texas (School of Aviation Medicine), 1952.
- Garrett, H. E.: The discriminant function and its use in Psychology. *Psychom.*, 8 (1943), 65–79.
- Gebauer, Th.: Vergleichende Untersuchung über den Voraussagewert von Aufnahmeprüfung und Testprüfung für den Erfolg auf der höheren Schule. Diss. Köln, 1961.
- Heller, K.: Aktivierung der Bildungsreserven. Bern, Stuttgart 1970.
- Heller, K.: Begabungsbestand in Baden-Württemberg. Eine empirische Untersuchung über Begabung und Schuleignung für weiterführende Schulen. Unveröffentl. Forschungsbericht für das Kultusministerium Baden-Württemberg in Stuttgart, Juli 1968.
- Heller, K. (Hrsg.): Leistungsbeurteilung in der Schule. Heidelberg 1974.
- Heller, K.: Untersuchungsbericht zur Begabungs- und Schuleignungsermittlung in der Stadt Mannheim 1968. Unveröffentl. Forschungsbericht der Bildungsberatungsstelle Mosbach, Juli 1969. – Siehe auch Bericht Nr. III in diesem Band.
- Hitpaß, J.: Vergleichende Untersuchung über den Voraussagewert von Aufnahmeprüfung und Testprüfung zur Erfassung der Eignung für die weiterführenden Schulen. *Schule u. Psychol.*, 8 (1961), 65–71.
- Horn, W.: Leistungsprüfsystem (L–P–S). Göttingen 1962.
- Hylla, E. und Kraak, B.: Aufgaben zum Nachdenken (AzN 4+). Neubearbeitet von H. Horn und E. Schwarz. Weinheim 1965.
- Jäger, A. O.: Dimensionen der Intelligenz. Göttingen 1967.
- Janke, W.: Klassifikation. In: *Hb. d. Psychol.*, Bd. 6: Diagnostik (Hrsg. R. Heiß), Göttingen 1964, 901–929.
- Johns, M. V.: An empirical Bayes approach to nonparametric two-way classification. In: *Studies in item analysis and prediction* (Hrg. H. Solomon), Stanford 1961.
- Linder, A.: Statistische Methoden. Basel, Stuttgart 1960.
- Miller, G. A.: The magical number seven plus or minus two: Some limits on our capacity for processing information. *Psychol. Rev.*, 63 (1956), 81–97.
- Rao, C. R.: *Advanced Statistical Methods in Biometric Research*. NY, Chapter 8, 1952.
- Rulon, P. J.; Tiedemann, D. V.; Langmuir, C. R. und Tatsuoka, M. M.: *The Profile Problems: A Methodological Study of the Interpretation of Multiple Test Scores*. Cambridge, Mass.: Educational Research Corporation, 1954.

- Sonnleitner, M. et al.: Die Begabungsreserven des Burgenlandes. Beiträge zur Pädagogischen Psychologie, Heft 171/184. Wien 1966.
- Stoller, D. S.: Univariate two-population distribution – free discrimination. J. Amer. Statist. Ass. 1954, 770–777.
- Tagiuri, R. und Petrullo, L. (Hrsg.): Person Perception and Interpersonal Behavior. Stanford 1958.
- Tent, L.: Die Auslese von Schülern für weiterführende Schulen. Beiträge zur Theorie und Praxis der Leistungsbeurteilung in der Schule. Göttingen 1969.
- Weber, E.: Grundriß der biologischen Statistik für Naturwissenschaftler, Landwirte und Mediziner. Jena (3. Aufl.) 1957.
- Weinert, F.: Pädagogisch relevante Ergebnisse der neueren Lernforschung. In: Lernen heute (Hrsg. W. Siersleben), Weinheim, Berlin, Basel 1969, 15–30.
- Weinert, F.: Persönlichkeit und Lernen. Untersuchungen zur differentiellen Psychologie des kindlichen Lernens. Göttingen (im Druck).
- Weiß, R. H.: Begabungsreserven für den 2. Bildungsweg. In: Arnold, W.: Begabung und Bildungswilligkeit, München 1968, S. 118–152.
- Wilks, S. S.: Certain Generalizations in the Analysis of Variance. Biometrika, 24 (1932), 471–474.
- Yates, A. und Pidgeon, D. A.: Third Interim Report on the Allocation of Primary School Leavers to Courses of Secondary Education. London 1957.