Aus dem Fachbereich Sonderpädagogik der Pädagogischen Hochschule Heidelberg,
Fachrichtung Lernbehindertenpädagogik

Zum Problem der Anzahl gemeinsamer Faktoren des Hamburg-Wechsler-Intelligenztests für Kinder (HAWIK) bei sogenannten lernbehinderten Sonderschulanwärtern

Von *Gerhard Eberle*

Zusammenfassung, Summary, Résumé

Aufgrund der von *Winkelmann* und *Schmalohr* (1972) mitgeteilten Interkorrelationen der Subtests des HAWIK (außer Zahlennachsprechen), gewonnen an einer Stichprobe von N = 1020 sogenannten lernbehinderten Sonderschulanwärtern, wurde eine Reanalyse mit zwei unterschiedlichen faktorenanalytischen Techniken und zusätzlichen Kriterien zur Bestimmung der Zahl gemeinsamer Faktoren vorgenommen. Dabei wurde gezeigt, daß die von *Winkelmann* und *Schmalohr* (1972) ermittelte und von *Schmalohr* (1975) für die praktische Diagnostik empfohlene Lösung nicht invariant gegenüber verschiedenen faktorenanalytischen Techniken ist. Darüberhinaus genügt der dritte Faktor nicht dem sogenannten *Fürntratt*-Kriterium. Somit scheint lediglich die Extraktion von zwei Faktoren angemessen. Diese sind als Verbal- und Handlungsfaktor interpretierbar. Sie korrelieren in der gleichen Größenordnung miteinander wie der Verbal- und Handlungsteil des HAWIK und konfirmieren so die Annahme eines Generalfaktors. Die von *Schmalohr* für die Praxis empfohlene Prozedur zur Schätzung von Faktorwerten, welche sich auf eine orthogonale dreidimensionale Struktur bezieht, muß auf dem Hintergrund dieser Untersuchung als nicht adäquat bezeichnet werden.

On the problem of the number of common factors of the HAWIK in so-called slow learners, candidates for remedial education

On the basis of the information given by *Winkelmann* and *Schmalohr* (1972) in the intercorrelations of the subtests of the HAWIK (except digit span) obtained from a random sample of N = 1020 so-called slow learners (candidates for special schools) a new analysis was made with two different factor analysis techniques and additional criteria for the determination of the number of common factors. It was thus shown that the result ascertained by *Winkelmann* and *Schmalohr* (1972) and recommended for practical diagnostics by *Schmalohr* (1975) does not remain invariable in the face of different factor analysis techniques. In addition to that the third factor does not come up to the so-called *Fürntratt* criterion. Therefore the extraction of only two factors seems appropriate. These can be interpreted as verbal factor and performance factor. They are correlated in the same way as the verbal and performance parts of the HAWIK and so confirm the presumption of a general factor. The procedure for practical use recommended by *Schmalohr* for the estimate of factor scores, which refers to an orthogonal three dimensional structure, must – on the basis of this research – be termed inadequate.

Le problème du nombre des facteurs communs dans le test d'intelligence Hamburg-Wechsler pour enfants (HAWIK) dans le cas de candidats aux écoles spéciales dits « handicapés à l'apprentissage »

En application des corrélations des sous-tests du HAWIK (à l'exception de la répétition de chiffres) communiquées en 1972 par *Winkelmann* et *Schmalohr,* et obtenues sur un sondage de N = 1020 candidats aux écoles spéciales dits « handicapées à

„Heilpädagogische Forschung"
Bd. VIII, H. !, 1978
S. 80–96

l'apprentissage », on a procéde à une « réanalyse » selon deux techniques différentes d'analyse factorielle et des critères supplémentaires visant à déterminer le nombre des facteurs communs. On a montré à cet égard que la solution trouvée par *Winkelmann* et *Schmalohr* (1972) et recommandée en 1975 par *Schmalohr* pour le diagnostic pratique n'est pas invariante en face des différentes techniques d'analyse factorielle. En outre, le troisème facteur ne répond pas au critère dit de *Fürntratt.* Ainsi, seule l'extraction de deux facteurs semble justifiée. Ceux-si sont interprétables comme facteur verbal et comme facteur de performance. Leurs corrélations sont du même ordre de grandeur que la partie verbale et active du HAWIK, ce qui confirme la supposition d'un facteur général. La procédure recommandée par *Schmalohr* pour la pratique en vue d'évaluer les valeurs factorielles, procédure reposant sur une structure orthogonale à trois dimensions, doit être qualifiée d'inadéquate au vu de cette étude.

1. Problemstellung

Bei der von *Schmalohr* (1971 bzw. ^{4}1975) angebotenen Zusatzauswertung des Hamburg-Wechsler-Intelligenztests für Kinder (HAWIK) bei sogenannten lernbehinderten Sonderschulanwärtern kommt der faktoriellen Profilauswertung als „belangvoller Entscheidungshilfe" (*Schmalohr* ^{4}1975, S. 7) ein nicht unerhebliches Gewicht zu. Diese Auswertungsmethode fußt auf einer von *Winkelmann* und *Schmalohr* (1972) in dieser Zeitschrift mitgeteilten faktorenanalytischen Untersuchung, welche in den nachstehenden Ausführungen problematisiert werden soll.

Im Rahmen einer Reanalyse der von *Winkelmann* und *Schmalohr* (1972, S. 383) berichteten Interkorrelationen der Untertestwertpunkte[1]) des HAWIK bei einer Stichprobe von N = 1020 lernbehinderten Sonderschulanwärtern werden die entsprechenden Daten erneut Faktorenanalysen nach dem Modell mehrerer gemeinsamer Faktoren unterzogen. Dabei steht zwar zunächst die Frage nach der Replizierbarkeit der von *Winkelmann* und *Schmalohr* akzeptierten Interpretationsgrundlage im Vordergrund, diese wird dann aber auch selbst kritisch hinterfragt.

Winkelmann und *Schmalohr* benutzten bei ihrer Dimensionsanalyse ein leider nicht näher erläutertes FORTRAN II-Programm, das von *Schnell* geschrieben und von *Mehler* überarbeitet worden war (*Winkelmann* und *Schmalohr* 1972, S. 384). Ausgehend von den „squared multipe correlations" (SMCs) als anfänglicher Kommunalitätenschätzung, wurden drei Faktoren extrahiert, welche zunächst einer Varimax-Rotation, dann aber auch – „von Hand" mittels der bei *Überla* (1968, S. 188 ff.) beschriebenen Methode – einer obliquen Rotation unterzogen wurden. Als Entscheidungsgrundlage zur Bestimmung der Zahl der gemeinsamen Faktoren diente der Scree-Test, wobei allerdings nicht völlig im Sinne von *Cattell* (1966a, 1966b) verfahren wurde. Zusammenfassend schreibt *Schmalohr* (1971, S. 326):

„Unsere Faktorenanalyse anhand der HAWIK-Ergebnisse bei den 1020 Sonderschulanwärtern weist drei Faktoren auf, die mit Hilfe der rechtwinkligen und schiefwinkligen Rotation gewonnen wurden und wie folgt interpretiert werden können:

---

[1]) Ohne den Subtest „Zahlennachsprechen".

1. Faktor I ist am besten durch die Bezeichnung „sprachliche Intelligenz" oder „Verbalfaktor" charakterisiert. Er wird geprägt durch den Wortschatztest, aber auch durch die anderen Untertests des Verbalteils (mit Ausnahme des Rechnerischen Denkens) und teilweise durch die Untertests Bilderergänzen und Bilderordnen des Handlungsteils.
2. In den Faktor II, der als reiner „Handlungsfaktor" vor allem die Organisation in der Wahrnehmung und das Arbeiten unter Zeitdruck betrifft, gehen vor allem die Untertests des Handlungsteils ein, am stärksten das Figurenlegen und der Mosaik-Test.
3. Faktor III, der am meisten auf den Untertests Rechnerisches Denken, Zahlensymbol-Test und Allgemeines Wissen geladen ist und insofern den Umgang mit Zahlen und Symbolen, die Schulbildung und das Kurzzeitgedächtnis betrifft, wird am besten als „Lernfähigkeit" interpretiert" (vgl. auch *Schmalohr* 1975, S. 22).

Da die von *Schmalohr* (1975) vorgelegte Zusatzauswertung bei der Schätzung der Faktorenwerte „sich nur auf die rechtwinklige Faktorenstruktur" bezieht (S. 23), steht die Betrachtung orthogonaler Lösungen bei der Darstellung und Diskussion unserer Reanalyse im Vordergrund.

II. Reanalysen

1. Lösungen mit drei Faktoren

a) Methode

Mit *Pawlik* (1968) kann man vier Möglichkeiten oder „Techniken" einer Faktorenanalyse nach dem Modell mehrerer gemeinsamer Faktoren unterscheiden. Diese ergeben sich durch eine Kreuztabellierung von zwei unterschiedlichen Lösungswegen:
– einmal hinsichtlich der Lösung des Mindestrangproblems,
– zum anderen hinsichtlich unterschiedlicher Methoden der Faktorenextraktion (vgl. Tab. 1).

Tab. 1: Vier Möglichkeiten („Techniken") einer Faktorenanalyse nach dem Modell mehrerer gemeinsamer Faktoren nach *Pawlik* (1968, S. 129)

		Lösung des Mindestrang-Problems	
		direkte Kommunalitätenschätzung	Schätzung von k
Methode der Faktorenextraktion	Zentroidmethode	I	II
	Hauptachsenmethode	III	IV

Steht – wie heute allgemein üblich – zur Durchführung einer Faktorenanalyse eine elektronische Datenverarbeitungsanlage zur Verfügung, interessieren im Grunde nur die Techniken III und IV, weil die Hauptachsenmethode gegenüber der Zentroidmethode die präzisere Prozedur darstellt und der hier anfallende größere Rechenaufwand dann keine Rolle mehr spielt.

Ein Vorgehen nach Technik III umfaßt folgende Schritte:

a) Schätzung der Kommunalitäten nach einer der gängigen Methoden
b) Einsetzen der geschätzten Kommunalitäten in die Hauptdiagonale der Korrelationsmatrix der Ausgangsvariablen
c) Extraktion der gemeinsamen Faktoren
d) Abschätzen der Zahl gemeinsamer Faktoren.

Geht man nach Technik IV vor, ergeben sich die beiden folgenden Schritte:

a) Schätzung der Zahl k gemeinsamer Faktoren nach gängigen Kriterien
b) Gleichzeitige Faktorenextraktion und Kommunalitäteniteration. Ausgehend von arbiträren Startkommunalitäten in der Hauptdiagonalen der Korrelationsmatrix wird diese auf k Faktoren analysiert. Aus der resultierenden Faktormatrix werden nun die Kommunalitäten zurückgerechnet, wobei im allgemeinen die zurückgerechneten Kommunalitäten von den Startkommunalitäten verschieden sind. Nun werden die zurückgerechneten Kommunalitäten als neue Schätzung in die Hauptdiagonale der Korrelationsmatrix eingesetzt und diese reduzierte Matrix dann erneut auf k Faktoren analysiert. Die ganze Prozedur wird so lange wiederholt, bis die zurückgerechneten Kommunalitäten im Rahmen eines festzusetzenden Konvergenzkriteriums über zwei aufeinanderfolgende Iterationen stabil bleiben.

Für unsere Reanalysen benutzten wir das Unterprogramm FACTOR des Statistical Package for the Social Sciences „SPSS" (*Nie* et. al. 1975) unter Verwendung der Methode PA2 (vgl. *Kim* 1975) sowie das FORTRAN VI-Programm PAFA von *Schnell* und *Gebhardt* (vgl. *Gebhardt* 1969). Das Unterprogramm FACTOR von SPSS arbeitet bei Verwendung der Methode PA2 nach Technik IV, während PAFA nach Technik III vorgeht. In jedem Fall wurden die SMCs als Startkommunalitäten ebenso beibehalten wie die Forderung nach der Extraktion von drei Faktoren. Verlangt wurde weiterhin eine orthogonale Rotation der drei Faktoren nach dem Varimax-Kriterium.

Den Reanalysen vorgeschaltet wurde eine vollständige Hauptkomponentenanalyse und – entsprechend den Empfehlungen *Pawliks* (1968, S. 87) – die Berechnung des Bartlett-Tests I mit einem von *Kierdorf* (1973) geschriebenen Programm. Als Konvergenzkriterien dienten stets die programmintern standardmäßig vorgesehenen Werte. Alle Berechnungen wurden im URZ Heidelberg auf einer IBM 370/168 durchgeführt.

b) Ergebnisse

Eigenwerte der Korrelationsmatrix und Bartlett-Test I

Tabelle 2 zeigt die Eigenwerte der Korrelationsmatrix. Sie stimmen praktisch mit den von *Winkelmann* und *Schmalohr* mitgeteilten Werten überein.

Tab. 2: Eigenwerte der Ausgangskorrelationsmatrix

1.	4.0009
2.	1.1615
3.	0.8554
4.	0.6861
5.	0.6596
6.	0.6003
7.	0.5832
8.	0.5337
9.	0.4717
10.	0.4474

Die Durchführung des Bartlett-Tests I ergibt ein Chi^2 von 2670.96 bei 45 Freiheitsgraden. Dieser Wert ist hochsignifikant. Plausiblerweise kann davon ausgegangen werden, daß die zu analysierende Korrelationsmatrix der HAWIK-Subtests mehr als zufällig von der Einheitsmatrix abweicht.

Reanalyse mit PAFA

Tabelle 3 gibt die unrotierte Faktormatrix nach der Hauptachsenanalyse mit dem Programm PAFA wieder. Die Tabelle 4 zeigt schließlich die entsprechende Matrix nach Varimax-Rotation

Tab. 3: Unrotierte Faktormatrix nach der Hauptachsenanalyse mit dem Programm PAFA

	FAKTOR I	FAKTOR II	FAKTOR III	KOMMUNALITÄT
AW	0.69700	−0.22590	0.07220	0.54206
AV	0.58400	−0.29360	−0.12960	0.44405
RD	0.61390	−0.07980	0.44380	0.58020
GF	0.53340	−0.21150	−0.06070	0.33293
WT	0.62050	−0.33430	−0.18310	0.53030
ZS	0.46930	0.12500	0.20930	0.27966
BE	0.58480	0.13150	−0.17970	0.39154
BO	0.66050	0.13140	−0.02600	0.45420
MT	0.53730	0.37750	0.04640	0.43334
FL	0.60120	0.45390	−0.16970	0.59535
Proz. Anteil der kommunalen Varianz	76.8	15.2	7.9	100
Proz. Anteil der Gesamtvarianz	35.0	6.9	3.6	45.5

Tab. 4: Varimax-rotierte Faktormatrix nach der Hauptachsenanalyse mit dem Programm PAFA

	FAKTOR I	FAKTOR II	FAKTOR III
AW	0.58618	0.22189	0.38628
AV	0.62765	0.15925	0.15730
RD	0.30165	0.18100	0.67561
GF	0.51554	0.17248	0.19340
WT	0.69781	0.16477	0.12733
ZS	0.15603	0.31500	0.39510
BE	0.36886	0.49541	0.10039
BO	0.36407	0.49786	0.27164
MT	0.09528	0.59132	0.27315
FL	0.16585	0.74651	0.10716
Proz. Anteil der kommunalen Varianz	41.7	36.2	22.0
Proz. Anteil der Gesamtvarianz	19.0	16.6	10.0

Reanalyse mit dem Unterprogramm FACTOR von SPSS

Die Tabelle 5 und die Tabelle 6 zeigen die unrotierte bzw. die nach dem Varimax-Kriterium orthogonal rotierte Faktormatrix nach der Hauptachsenanalyse mit dem Unterprogramm FACTOR von SPSS.

Tab. 5: Unrotierte Faktormatrix nach der Hauptachsenanalyse mit dem Unterprogramm FACTOR von SPSS

	FAKTOR I	FAKTOR II	FAKTOR III	KOMMUNALITÄT
AW	0.68954	−0.20974	0.01880	0.51981
AV	0.57639	−0.25625	0.17228	0.42757
RD	0.65472	−0.16475	−0.55742	0.76652
GF	0.52638	−0.18497	0.10356	0.32201
WT	0.60788	−0.27998	0.21443	0.49389
ZS	0.45923	0.10304	−0.13361	0.23936
BE	0.57454	0.14791	0.13859	0.37118
BO	0.65159	0.13698	0.03473	0.44454
MT	0.52349	0.33963	−0.05298	0.39220
FL	0.59141	0.45383	0.09244	0.56428
Proz. Anteil der kommunalen Varianz	76.5	13.7	9.8	100
Proz. Anteil der Gesamtvarianz	34.5	6.2	4.4	45.3

Tab. 6: Varimax-rotierte Faktormatrix nach der Hauptachsenanalyse mit dem Unterprogramm FACTOR von SPSS

	FAKTOR I	FAKTOR II	FAKTOR III
AW	0.59528	0.26293	0.31035
AV	0.61541	0.17360	0.13674
RD	0.28791	0.21412	0.79861
GF	0.50898	0.19099	0.16271
WT	0.66941	0.17904	0.11711
ZS	0.18758	0.34870	0.28738
BE	0.36002	0.48424	0.08415
BO	0.37180	0.51189	0.21041
MT	0.12676	0.58166	0.19444
FL	0.16975	0.72838	0.07022
Proz. Anteil der kommunalen Varianz	40.3	37.4	21.3
Proz. Anteil der Gesamtvarianz	18.7	17.0	9.69

c) Diskussion der Ergebnisse

Vergleicht man die mit PAFA gewonnenen Faktorenladungen und Kommunalitäten mit den von *Winkelmann* und *Schmalohr* (1972, S. 386f.) mitgeteilten Werten, so kann – wie schon bei den Eigenwerten der Korrelationsmatrix der Untertests – erneut eine sehr hohe Übereinstimmung festgestellt werden. Bezieht man aber die mit FACTOR gewonnenen Ladungen und Kommunalitäten in den Vergleich mit ein, stimmt diese Aussage nur noch bedingt. Der Einfachheit halber sei hier nur auf die eigentlich allein interessierenden varimax-rotierten Lösungen eingegangen. Während die beiden jeweils ersten Faktoren sich in ihren Ladungen kaum unterscheiden, trifft dies für die dritten Faktoren nicht zu. Die Ladungen der Variablen „Allgemeines Wissen", „Rechnerisches Denken" und „Zahlensymboltest", welche *Winkelmann* und *Schmalohr* (1972, S. 390 ff.) und *Schmalohr* (1971, S. 326, 1975, S. 22) zur Interpretation ihrer dritten Dimension heranziehen, haben sich in der von FACTOR generierten varimax-rotierten Lösung spürbar geändert. Für die Subtests „Allgemeines Wissen" und „Zahlensymboltest" konnten die Korrelationen mit dem dritten Faktor sowohl bei *Winkelmann* und *Schmalohr* als auch bei der hier referierten PAFA-Lösung mit *Fruchter* (1954, S. 151) als „moderate" oder mit *Comrey* (1973, S. 226) als nahezu „fair" – keineswegs aber als „high" oder „good" – bezeichnet werden. FACTOR weist demgegenüber diese Korrelationen in der Terminologie *Comrey*s nur noach als „poor" (*Comrey* 1973, S. 226) aus. Die entsprechenden Ladungen sind von 0.386 bzw. 0.395 bei PAFA – und ähnlich bei *Winkelmann* und *Schmalohr* – auf 0.31 bzw. 0.287 abgefallen. Für „Allgemeines Wissen" ist damit die Ladung nach *Fruchter* (1954) gerade noch „moderate", für den „Zahlensymboltest" hingegen „low" (S. 151). Eine ganz andere Tendenz weisen die entsprechenden Größen beim „Rechnerischen Denken" auf. Hier stieg die Ladung auf dem dritten Faktor von 0.6756 bei PAFA bzw. 0.673 bei *Winkelmann* und *Schmalohr* auf 0.7986 bei FACTOR an. Auch die Kommunalität dieser Variablen hat sich deutlich erhöht: Von 0.5802 bei PAFA bzw. 0.576 bei *Winkelmann* und *Schmalohr* stieg sie auf 0.7665 bei FACTOR an. Damit übersteigt sie den Reliabilitätskoeffizienten dieses Untertests, der r = .76 beträgt, wenn man – *Winkelmann* und *Schmalohr* folgend (1972, S. 385) – die bei *Hardesty* und *Priester* (1963, Tab. 3, S. 11; vgl. auch *Priester* und *Kerekjarto* 1960) angegebenen Reliabilitätskoeffizienten für die Gruppe der 7-jährigen zugrunde legt. Diese Altersgruppe wird von *Winkelmann* und *Schmalohr* (1972) bezüglich des Intelligenzalters am ehesten mit der von ihnen untersuchten Gesamtstichprobe für vergleichbar gehalten.

Würde man die von *Kautter, Metzler* und *Schell* (1971) anhand der Daten von *Höhn* (1962) berechneten Split-Half-Koeffizienten der Altersstufen 7, 8 und 9 über *Fishers* Z' mitteln, so ergibt sich für „Rechnerisches Denken" ein mittlerer Reliabilitätskoeffizient von nur r = .72. Dieser Wert ist allerdings dem Einwand ausgesetzt, daß die zur Berechnung herangezogene Stichprobe nur bedingt mit jener von *Winkelmann* und *Schmalohr* vergleichbar ist. Numerisch stimmt er aber gut mit dem von *Klauer* (1969) mitgeteilten Retest-Reliabilitätskoeffizienten überein[2]).

Eine weitere Zuverlässigkeitsschätzung für den Untertest „Rechnerisches Denken" erhält man schließlich, wenn man die von *Priester* und *Kerekjarto* (1960) mitgeteilten Split-Half-Reliabilitätskoeffizienten aller Altersstufen der Standardisierungsstichprobe über *Fischers* Z' mittelt. Es resultiert dann ein Wert von $r_{tt} \approx .68$, welcher wesentlich geringer ist als die Schätzung von *Winkelmann* und *Schmalohr.*

Weiterhin ist zu beachten, daß die Streuung des Subtests „Rechnerisches Denken" mit $s_{RD} = 2.85$ bei der Stichprobe von *Winkelmann* und *Schmalohr* – wie zu erwarten – kleiner ist als in der Standardisierungsstichprobe, wo die Streuung $s_{RD} = 3.0$ beträgt. Unter der vielfach getroffenen Annahme, daß der Meßfehler s_e in einer Stichprobe mit kleinerer Varianz derselbe ist wie in einer Stichprobe mit größerer Varianz (vgl. hierzu *Lienert* 1969, S. 239) kann man davon ausgehen, daß die Reliabilitätskoeffizienten der Meßwerte in der Stichprobe mit der kleineren Streuung (hier also die Stichprobe von *Schmalohr* und *Winkelmann*) geringer ausfallen als jene in der Stichprobe mit der größeren Streuung. Durch Gleichsetzen der betreffenden Standardmeßfehler erhält man dann eine Basis zur Berechnung der Reliabilität der Meßwerte in der Stichprobe mit der kleineren Streuung. (Zur Problematik einer solchen Annahme siehe *Kautter, Metzler* und *Schell* 1971).

Nach dieser Methode ergibt sich im vorliegenden Fall ein Reliabilitätskoeffizient von r = .663 für die Stichprobe von *Winkelmann* und *Schmalohr.* Die Kommunalitätenschätzung von .7665 ist damit stets deutlich größer als jede der hier skizzierten möglichen Zuverlässigkeitsschätzungen der Variablen „Rechnerisches Denken". Dies bedeutet eine schwerwiegende Verletzung der Annahmen des verwendeten faktorenanalytischen Modells. Nach *Pawlik* (1969) handelt es sich bei dem dritten extrahierten Faktor wohl um einen soge-

[2]) Aus theoretischen Gründen soll *Klauers* Retest-Koeffizient ebenso wie die Stabilitätskoeffizienten von *Eggert* (1969) und *Köhler* (1970, zit. nach *Zimmermann, Kornmann* und *Lorenz*) nicht weiter diskutiert werden.

nannten spezifischen Faktor im engeren Sinne. Solche Faktoren werden von *Pawlik* als faktorenanalytische Artefakte wie folgt beschrieben:

„Wurden zuviele Faktoren extrahiert, werden manche Faktoren nur eine einzige substantielle Ladung aufweisen. Die betreffenden Variablen besitzen dann eine Kommunalität, die größer ist als ihre Zuverlässigkeit.

. . . Solche spezifischen (oder besser: merkmalseigenen) Faktoren sollten nicht wie gemeinsame Faktoren interpretiert werden." (S. 266)

Akzeptiert man diese Argumentation, wäre bei Benutzung des Programms FACTOR eine Lösung mit drei extrahierten gemeinsamen Faktoren ohne jeden Zweifel abzulehnen. Weniger als drei Faktoren würden genügen, um die Ausgangskorrelationen auf der Basis des verwendeten Modells zu erklären. (Für oblique Lösungen gilt natürlich das Gesagte ebenfalls.) Dies bedeutet aber gleichfalls, daß sich der von *Winkelmann* und *Schmalohr* ermittelte Faktor „Lernfähigkeit" gegenüber der Verwendung unterschiedlicher Rechenprogramme, die nach verschiedenen faktorenanalytischen Techniken arbeiten, nicht als invariant erwiesen hat. Nun sind Faktorenanalysen nach dem Modell von *Thurstone* bekanntermaßen nicht völlig objektiv. „Je nachdem, ob zuerst die Faktorenzahl oder die Kommunalitäten geschätzt werden bzw. welche Methode zur Kommunalitätenschätzung herangezogen wird, erhält man jeweils ein etwas anderes Ergebnis" (*Pawlik* 1968, S. 172 f.).

Man wird angesichts dieser Tatsache deshalb nur dann die aufgezeigten methodenabhängigen Unterschiede als besonders gravierend ansehen müssen, wenn man sich – wie es *Winkelmann* und *Schmalohr* (1972) tun – für die Extraktion von drei Faktoren aufgrund des Scree-Tests entscheidet. Zu dieser Entscheidung gibt es jedoch eine begründete Alternative. Wenn *Winkelmann* und *Schmalohr* bei der Abklärung der Frage, wieviele Faktoren zu extrahieren sind, keine weiteren Kriterien heranziehen, dann mag dies zwar durch die Tatsache erklärt werden, daß es sich als ein stetiges Ärgernis erweist, „wenn im Bemühen um ein möglichst hohes Maß an Absicherung mehrere Extraktionskriterien berechnet werden, die keine widerspruchsfreien Entscheidungen zulassen" (*Selg* und *Bauer* 1971, S. 132). Sachlich ist dies aber kaum zu rechtfertigen, zumal auf der Basis einer solchen Untersuchung eine faktorenanalytische Zusatzauswertung empfohlen wird, welche für sogenannte lernbehinderte Sonderschulanwärter erhebliche Konsequenzen haben kann (*Winkelmann* und *Schmalohr* 1972; *Schmalohr* 1971; *Schmalohr* 1975). Ohne hier auf die vielen in der Literatur diskutierten „Rules of thumb" (*Rummel* 1970, S. 359 ff.) eingehen zu wollen, sei paradigmatisch in diesem Zusammenhang auf *Fürntratt* verwiesen. Dies deshalb, weil *Fürntratt* – ähnlich wie *Winkelmann* und *Schmalohr* – der Diskontinuität des Eigenwertverlaufs bei der Bestimmung der Zahl der gemeinsamen Faktoren gleichfalls größte Bedeutung beimißt.

Ergänzend fordert er aber:

„*Ein Faktor kann im allgemeinen nur als interpretierbar gelten, wenn er durch wenigstens drei Variable definiert ist.* Dieses Prinzip ergibt sich einmal aus der von *Thurstone* . . . formulierten Forderung, daß die Lage der Achsen in einer Faktorenlösung nicht nur determiniert, sondern überdeterminiert sein muß, zum anderen aus der an beliebig vielen Beispielen jederzeit nachvollziehbaren Beobachtung, daß zwei Variablen – im Unterschied zu dreien oder gar vieren – in der Regel so viel gemeinsam ist, daß die Interpretation eines durch zwei Variablen definierten Faktors (doublet) fast immer mehr oder weniger nach Belieben vorgenommen werden kann. Daß ein durch eine einzige Variable definierter Faktor (singlet) allenfalls als Testvektor, nicht aber als Faktor zu interpretieren ist und somit keine neuen Erkenntnisse bringen kann, ist offensichtlich." (*Fürntratt* 1969, S. 65 f.; Hervorhebung von *Fürntratt*).

Die Position *Fürntratts* ist somit jener *Harmans* (1967, S. 131) recht ähnlich. Die Frage ist nun, unter welcher Bedingung kann ein Faktor als durch eine Variable definiert angesehen werden. *Pawlik* (1968, S. 266) spricht davon, daß die sogenannten Markiervariablen einer Dimension absolut hohe Ladungen – etwa ab .5–.6 – aufweisen sollten. Für *Fürntratt* ist ferner noch folgendes maßgebend:

„*Eine Variable kann im allgemeinen nur dann als einen Faktor charakterisierend angesehen werden und seine Interpretation bestimmen, wenn, ungeachtet der Höhe der Ladung, ein wirklich nennenswerter Teil ihrer Kommunalität durch den Faktor aufgeklärt wird.* Es liegt nahe, als Mindestgröße dieses nennenswerten Teils 50% anzusetzen. Entspricht die Ladung einer Variablen in einem Faktor weniger als 50% ihrer Kommunalität, d. h. ist $a^2/h^2 < 0.50$ (a = Ladung, h^2 = errechnete Kommunalität) so bedeutet dies, daß sie entweder vornehmlich einen anderen oder daß sie überhaupt mehr als einen Faktor repräsentiert . . . Ist das letztere der Fall, so wird es im allgemeinen schon schwierig sein, sich vorzustellen, welche zwei oder mehr Komponenten die Variable enthalten könnte . . ., und vollends, darüber zu entscheiden, welche der Komponenten gerade mit dem fraglichen Faktor identisch ist. Insbesondere wenn a zwischen .30 und .50 liegt, was allgemein schon als bedeutsam angesehen wird, obwohl es nur zwischen einem Zehntel und einem Viertel der Gesamtvarianz der Variablen entspricht, sollte anhand von a^2/h^2 entschieden werden, ob die Ladung als für die Benennung des Faktors relevant gelten kann." (*Fürntratt* 1969, S. 66; Hervorhebung von *Fürntratt*).

Weder bei der von *Winkelmann* und *Schmalohr* noch bei den beiden anderen in dieser Arbeit mitgeteilten Varimax-Lösungen ist dieses Kriterium für den jeweils dritten Faktor erfüllt. Dies gilt auch für die Varimax-Lösung von *Amelang* und *Zimmermann* (1968, S. 385), auf welche *Winkelmann* und *Schmalohr* wegen der „bemerkenswert guten Übereinstimmung" (1972, S. 388) hinweisen. Absolut hohe Ladungen in der Größenordnung, wie *Pawlik* sie fordert, fehlen gleichfalls bei diesen Analysen auf dem dritten Faktor – mit der Ausnahme „Rechnerisches Denken" – völlig. Somit ist die im Vergleich zu *Fürntratts* Postulat schwächere Forderung von *Gebhardt* (1969, S. 68) – nach der „Varimax-Rotation sollten alle Faktoren mindestens 2 große Ladungen (um 0.6 bis 0.8) enthalten" – noch nicht einmal erfüllt.

Folgt man nun *Fürntratts* Vorschlag, nämlich die größte jener Lösungen als optimal anzusehen, „in der alle Faktoren durch wenigstens drei Variable mit $a^2/h^2 \geqslant .50$ definiert sind" (*Fürntratt* 1969, S. 69; im Original hervorgehoben), so hätte man für die hier in Rede stehenden Fälle – wie zu zeigen sein wird – jeweils nur zwei Faktoren extrahieren dürfen. Damit könnten die Ergebnisse dem Konstruktionskonzept *Wechslers* entsprechen, weshalb im folgenden auch oblique Rotationen in die Betrachtung einbezogen werden sollen.

2. Lösungen mit zwei Faktoren

a) Methode

Das methodische Vorgehen hier entspricht den oben skizzierten Prozeduren. Die SMCs dienten wiederum als Startkommunalitäten. Verlangt wurde jetzt die Extraktion von zwei Faktoren, welche dann einer orthogonalen Rotation nach dem Varimax-Kriterium und einer obliquen Rotation nach dem Oblimin-Kriterium unterzogen wurden. Die oblique Lösung für die von PAFA generierte unrotierte Faktormatrix wurde mittels der Option 4 gleichfalls durch das Unterprogramm FACTOR berechnet.

b) Ergebnisse

Tabelle 7 und Tabelle 8 zeigen die unrotierte bzw. die varimax-rotierte Faktormatrix nach der Hauptachsenanalyse mit dem Unterprogramm FACTOR von SPSS. Die Tabelle 9 und 10 sind die entsprechenden Matrizen nach der Hauptachsenanalyse mit dem Programm PAFA.

Tab. 7: Unrotierte Faktormatrix nach der Hauptachsenanalyse mit dem Unterprogramm FACTOR von SPSS

	FAKTOR I	FAKTOR II	KOMMUNALITÄT
AW	0.69759	−0.22317	0.53643
AV	0.57980	−0.28102	0.41515
RD	0.57962	−0.05326	0.33880
GF	0.53118	−0.20459	0.32401
WT	0.60757	−0.29501	0.45618
ZS	0.45916	0.11691	0.22450
BE	0.57695	0.12185	0.34772
BO	0.65871	0.13215	0.45136
MT	0.53074	0.35829	0.41006
FL	0.58861	0.40131	0.50751
Proz. Anteil an der kommunalen Varianz	85.1	14.9	100
Proz. Anteil an der Gesamtvarianz	34.0	5.9	40.1

Tab. 8: Varimax-rotierte Faktormatrix nach der Hauptachsenanalyse mit dem Unterprogramm FACTOR von SPSS

	FAKTOR I	FAKTOR II
AW	0.66647	0.30373
AV	0.61816	0.18172
RD	0.46491	0.35022
GF	0.53078	0.20562
WT	0.64813	0.19003
ZS	0.26133	0.39522
BE	0.34522	0.47806
BO	0.39882	0.54065
MT	0.15206	0.62204
FL	0.16599	0.69279
Proz. Anteil an der kommunalen Varianz	53.4	46.6
Proz. Anteil an der Gesamtvarianz	21.4	18.7

Tab. 9: Unrotierte Faktormatrix nach der Hauptachsenanalyse mit dem Programm PAFA

	FAKTOR I	FAKTOR II	KOMMUNALITÄT
AW	0.69700	−0.22590	0.53683
AV	0.58400	−0.29360	0.42725
RD	0.61390	−0.07980	0.38324
GF	0.53340	−0.21150	0.32924
WT	0.62050	−0.33430	0.49677
ZS	0.46930	0.12500	0.23586
BE	0.58480	0.13150	0.35928
BO	0.66050	0.13140	0.45353
MT	0.53730	0.37750	0.43119
FL	0.60120	0.45390	0.56747
Proz. Anteil an der kommunalen Varianz	83.4	16.6	100
Proz. Anteil an der Gesamtvarianz	35.2	7.0	42.1

Tab. 10: Varimax-rotierte Faktormatrix nach der Hauptachsenanalyse mit dem Programm PAFA

	FAKTOR I	FAKTOR II
AW	0.66928	0.29817
AV	0.63054	0.17227
RD	0.50979	0.35122
GF	0.53801	0.19947
WT	0.68490	0.16642
ZS	0.26532	0.40678
BE	0.34685	0.48886
BO	0.40320	0.53941
MT	0.14702	0.63999
FL	0.14343	0.73952
Proz. Anteil an der kommunalen Varianz	53.5	46.5
Proz. Anteil an der Gesamtvarianz	22.6	19.6

Die Tabellen 11 a, 11 b und 11 c zeigen das Faktorenmuster, die Faktorenstruktur sowie die Faktoreninterkorrelationen der obliquen Rotation nach der Hauptachsenanalyse mit FACTOR. Die Tabellen 12 a, 12 b und 12 c geben die entsprechenden Matrizen nach der Hauptachsenanalyse mit PAFA wieder.

Tab. 11a: Faktorenmuster nach der Hauptachsenanalyse mit FACTOR und obliquer Rotation

	FAKTOR I	FAKTOR II	KOMMUNALITÄT
AW	0.68031	0.08012	0.53643
AV	0.67127	−0.04534	0.41515
RD	0.41884	0.22144	0.33880
GF	0.55641	0.02041	0.32401
WT	0.70401	−0.04814	0.45618
ZS	0.15553	0.36184	0.22450
BE	0.22319	0.42531	0.34772
BO	0.26253	0.47741	0.45136
MT	−0.06743	0.67971	0.41006
FL	−0.07916	0.75846	0.50751

Tab. 11b: Faktorenstruktur nach der Hauptachsenanalyse mit FACTOR und obliquer Rotation

	FAKTOR I	FAKTOR II
AW	0.72969	0.49945
AV	0.64333	0.36842
RD	0.55533	0.47960
GF	0.56899	0.36337
WT	0.67434	0.38580
ZS	0.37856	0.45771
BE	0.48534	0.56287
BO	0.55680	0.63923
MT	0.35153	0.63815
FL	0.38834	0.70966

Tab. 11c: Korrelation der Primärfaktoren nach der Hauptachsenanalyse mit FACTOR und obliquer Rotation

	FAKTOR I	FAKTOR II
FAKTOR I	1.00000	0.61638
FAKTOR II	0.61638	1.00000

Tab. 12a: Faktorenmuster nach der Hauptachsenanalyse mit PAFA und obliquer Rotation

	FAKTOR I	FAKTOR II	KOMMUNALITÄT
AW	0.67815	0.08783	0.54206
AV	0.67820	−0.04392	0.44399
RD	0.47165	0.21160	0.58020
GF	0.55969	0.02371	0.33289
WT	0.74415	−0.07185	0.53027
ZS	0.16444	0.37129	0.27966
BE	0.23049	0.43533	0.39154
BO	0.27838	0.47240	0.45418
MT	−0.05887	0.68912	0.43338
FL	−0.09909	0.80656	0.59625

Tab. 12b: Faktorenstruktur nach der Hauptachsenanalyse mit PAFA und obliquer Rotation

	FAKTOR I	FAKTOR II
AW	0.72920	0.48198
AV	0.65267	0.35026
RD	0.59463	0.48573
GF	0.57347	0.34901
WT	0.70239	0.36067
ZS	0.38024	0.46686
BE	0.48351	0.56930
BO	0.55295	0.63420
MT	0.34166	0.65490
FL	0.36970	0.74897

Tab. 12c: Korrelation der Primärfaktoren nach der Hauptachsenanalyse mit PAFA und obliquer Rotation

	FAKTOR I	FAKTOR II
FAKTOR I	1.00000	0.58122
FAKTOR II	0.58122	1.00000

c) Diskussion

Betrachtet man zunächst die von den beiden Programmen gelieferten Kommunalitäten, so läßt sich jetzt eine außerordentlich gute Übereinstimmung der generierten Werte feststellen. Insbesondere treten keine Modellverletzungen mehr auf.

Auch die Varimax-Lösungen unterscheiden sich kaum noch. Die Forderung *Fürntratts* ist jetzt erfüllt. Der jeweils erste Faktor kann als Verbalfaktor interpretiert werden, der jeweils zweite Faktor ist als Handlungsfaktor identifizierbar. Die resultierenden Lösungen sind damit den *Klauer*schen Resultaten vergleichbar, die dieser bei der Analyse seiner Prätestmatrizen erhielt. Dort war die stabilste Lösung über alle Analysen und Rotationen hinweg eine Zweifaktorenlösung, welche – varimax-rotiert – stets einen „Verbal- und einen Handlungsfaktor" (*Klauer* 1969, S. 87) brachte. Nach „Hyperebenenvariablen" im Verständnis *Pawliks* (1968, S. 266) mit Ladungen in dem Intervall von −0.10 bis +0.10 sucht man bei den hier mitgeteilten Lösungen allerdings vergeblich, d.h. eine befriedigende Einfachstruktur wurde sicher nicht erreicht (*Klauer* teilt seine Faktorenmuster leider nicht mit, so daß auf einen Vergleich verzichtet werden muß). Eine bessere Approximation an eine einfache Struktur erhält man aufgrund der schiefwinkligen Rotation, die im übrigen aufgrund des theoretischen Hintergrundes der Wechsler-Tests ohnehin weit näher liegt als eine Varimax-Rotation.

Mit *Gorsuch* gilt wohl:

„Maximizing the varimax function means that any tendency toward a general factor in the solution will be minimized. *Varimax cannot be used if the theoretical expectation suggests a general factor may occur* . . . Data wich may give a general factor should either be obliquely rotated and higher-order factors extracted . . . or explored by some other rotation procedure." (*Gorsuch* 1974, S. 192; Hervorhebung von *Gorsuch*).

Will man schon orthogonal rotieren, wäre in einem solchen Fall mit *Tenopyr* und *Michael* (1964) an eine Modifikation der normalen Varimax-Methode zu denken. Auf diesem Hintergrund muß es als nicht unproblematisch erscheinen, wenn *Schmalohr* bei dem von ihm vorgelegten Verfahren zur Schätzung der Faktorenwerte sich expressis verbis auf „die rechtwinklige Faktorenstruktur" (*Schmalohr* [4]1975, S. 23) bezieht. Angemessen wäre vielmehr gewesen, daß er seiner Zusatzauswertung die von *Winkelmann* und *Schmalohr* berechnete oblique Struktur zugrunde legt.

Die hier dargestellten schiefwinkligen Lösungen stimmen in hohem Maße überein. Die beiden Dimensionen – sie sind jeweils wieder als Verbal- bzw. Handlungsfaktor interpretierbar – korrelieren allerdings in jedem Fall hoch miteinander und bestätigen somit das Konstruktionsprinzip des Tests. (Die Faktoreninterkorrelation liegt in der gleichen Größenordnung wie die Korrelation von Verbal- und Handlungsteil beim HAWIK bezogen auf die Standardisierungsstichprobe.) *Wechsler* (1939) ging bekanntermaßen bei der Konstruktion seiner Intelligenztests von der Zweifaktorentheorie *Spearmans* (1904) aus. Er weist aber – wie auch von *Kerekjarto* und *Schmidt* (1962) betonen – darauf hin, daß die von ihm konstruierten Instrumente diesem Modell nicht völlig genügen (*Wechsler* 1956, S. 26). Vielmehr sind außer dem Generalfaktor und den spezifischen Faktoren noch Gruppenfaktoren anzunehmen, die nach *Wechsler* durch die Verbaltests einerseits und die Handlungstests andererseits repräsentiert werden. Unter der Voraussetzung, daß diese hypothetische Konzeption haltbar ist, müssen genau jene Ergebnisse erwartet werden, die oben dargestellt worden waren. Damit wird *Wechslers* Intelligenzmodell von den hier skizzierten dimensionsanalytischen Untersuchungen prinzipiell ebenso gestützt wie durch die Untersuchung von *Kerekjarto* und *Schmidt* (1962) bei der Standardisierungsstichprobe. Dieses Ergebnis stellt selbstverständlich in keiner Weise eine Rechtfertigung für die Verwendung des HAWIK als Entscheidungshilfe in der sonderpädagogischen Diagnostik dar (vgl. *Zimmermann, Kornmann* und *Lorenz* 1971), sondern spricht nur gegen die von *Schmalohr* (1971, bzw. 1975) empfohlene faktorielle Profilauswertung auf der Basis von drei Faktoren.

IV. Literatur

Amelang, M. und *Zimmermann, K.* (1968): Die Faktorenstruktur des HAWIK bei schwachbegabten Kindern. Heilpäd. Forsch. 1, 381–389

Cattell, R. B. (1966 a): The meaning and strategic of factor analysis. In: *Cattell. R. B.* (Hrsg.), Handbook of multivariate experimental psychology. Chicago: Rand McNally, 174–243

Cattell, R. B. (1966 b): The scree-test for the number of factors. Multivar. behav. Res. 1, 245–276

Comrey, A. L. (1973): A first course in factor analysis. New York/London: Academic Press

Eggert, D. (1969): Die Wiederholungszuverlässigkeit und Faktorenstruktur des HAWIK bei Lernbehinderten. In: *Zimmermann, K. W.* (Hrsg.), Neue Ergebnisse der Heil- und Sonderschulpädagogik Bd. 1. Bonn-Bad Godesberg: Verlag Dürr'sche Buchhandlung KG, 75–93

Fruchter, B. (1954): Introduction to factor analysis. New York: D. Van Norstrand Co.

Fürntratt, E. (1969): Zur Bestimmung der Anzahl interpretierbarer gemeinsamer Faktoren in Faktorenanalysen psychologischer Daten. Diagnostica. 15, 62–75

Gebhardt, F. (1969): Statistische Programme des DRZ, Teil B. Einzelbeschreibungen. Darmstadt: Deutsches Rechenzentrum.

Gorsuch, R. L. (1974): Factor analysis. Philadelphia/Toronto: W. B. Saunders Company

Hardesty, F. P. und *Priester, H. J.* (1963²): Handbuch für den Hamburg-Wechsler-Intelligenztest für Kinder, Bern/Stuttgart: Huber

Harman, H. H. (1967²): Modern factor analysis. Chicago/London: The University of Chicago Press

Höhn, Elfriede (1962): Die Verwendbarkeit des Binetariums, des Stanford-Intelligenztests und des Hamburg-Wechsler-Intelligenztests für Kinder bei der Hilfsschulauslese. Schule u. Psychol. 9, 315–321

Kautter, H., Metzler, N. und *Schell, H.* (1971): Untersuchung zur Reliabilität des Hamburg-Wechsler-Intelligenztests für Kinder (HAWIK) und des Binetariums nach Binet-Simon-Norden (BBN) bei lernbehinderten Sonderschülern (Hilfsschülern). In: *Möckel, A.* (Hrsg.), Sonderschule im Wandel, Festschrift für Wilhelm Hofmann. Neuburgweier: G. Schindele Verlag

Kerekjarto, Margit v. und *Schmidt, G.* (1962): Faktoren-Analyse des Hamburg-Wechsler-Intelligenztests für Kinder (HAWIK). Diagnostica 8, 95–110

Kierdorf, B. (1973): LAMBDA, FORTRAN IV-Programm zur Berechnung des Bartlett-Tests I.und des Bartlett-Tests II. Mannheim (unveröffentl.)

Kim, J. O. (1975²): Factor analysis. In: *Nie, N. H., Hull, C. H., Jenkins, Jean G., Steinbrenner, Karin* und *Bent, Dale H.* (Eds.), SPSS Statistical Package for the social sciences, New York: McGraw Book Company, 468–514

Klauer, K. J. (1969): Lernen und Intelligenz. Weinheim/Berlin/Basel: Verlag J. Beltz

Köhler, Dörthe (1970): Intelligenzförderung in der Sonderschule – HAWIK-Retestuntersuchungen an 31 Sonderschülern. Marburg (unveröffentl.), zitiert nach: *Zimmermann, K. W., Kornmann, R.* und *Lorenz, A. L.* (1971): Der HAWIK bei lernbehinderten Sonderschülern. Oberbiel: Pädagogische Verlagsbuchhandlung Jarick.

Nie, N. H., Hull, C. H., Jenkins, Jean G., Steinbrenner, Karin und *Bent, Dale H.* (Hrsg.) (1975²): SPSS Statistical Package for the Social Sciences, New York: McGraw Book Company

Pawlik, K. (1968): Dimensionen des Verhaltens. Eine Einführung in Methodik und Ergebnisse faktorenanalytischer psychologischer Forschung. Bern/Stuttgart: Verlag Hans Huber

Priester, H. H. und *Kerekjarto, Margit v.* (1960): Weitere Forschungsergebnisse zum Hamburg-Wechsler-Intelligenztest für Kinder (HAWIK). Diagnostica 6, 86–94

Rummel, R. J. (1970): Applied factor analysis. Evanston: Northwestern University Press

Schmalohr, E. (1971): Neue Untersuchungen zur HAWIK–Zusatzauswertung bei lernbehinderten Sonderschulanwärtern. Mehrfachnormierung, faktorielle Profilauswertung, Kurzform des HAWIK. Z. f. Heilpäd. 22, 321–328

Schmalohr, E. (1971; 1975[4]): HAWIK-Zusatzauswertung, Der Hamburg-Wechsler-Intelligenztest für Kinder (HAWIK) in seiner Anwendung bei lernbehinderten Sonderschulanwärtern, Handanweisung. Krefeld: Arbeitskreis für Sonderschulfragen, H. Fehrmann

Selg, H. und *Bauer, W.* (1971): Forschungsmethoden der Psychologie. Stuttgart/Berlin/Köln/Mainz: Kohlhammer

Spearman, Ch. (1904): "General intelligence", Objectively determined and measured. Americ. J. Psychol. 15, 202–293

Tenopyr, Mary L. und *Michael, W. B.* (1964): The development of a modification in the normal varimax method for use with correlation matrices containing a general factor. Educ. Psychol. Mmt. 24, 677–699

Überla, K. (1968): Faktorenanalyse. Berlin: Springer

Wechsler, D. (1939): The measurement of adult intelligence. Baltimore: Williams & Wilkins

Wechsler, D. (1956): Die Messung der Intelligenz Erwachsener. Bern/Stuttgart: Huber

Winkelmann, W. und *Schmalohr, E.* (1972): Faktorenanalytische Profilauswertung des Hamburg-Wechsler-Intelligenztests für Kinder (HAWIK) bei lernbehinderten Sonderschul-Anwärtern. Heilpäd. Forsch. 3, 379–404

Zimmermann, K. W., Kornmann, R. und *Lorenz, A. L.* (1971): Der HAWIK bei lernbehinderten Sonderschülern. Oberbiel: Pädagogische Verlagshandlung Jarick

Anschrift des Verfassers:

Dozent *Gerhard Eberle*, Dipl.-Psych.

Im Neuenheimer Feld 293
6900 Heidelberg