Grundintelligenz (g) und Lernkapital (l). Komplexstrukturelle Faktorenanalyse des I-S-T.

Suitbert Ertel

Georg-August-Universität Göttingen / Georg-Elias-Müller-Institut für Psychologie

Zusammenfassung

Achtzehn der Forschungsliteratur entnommene Interkorrelationstabellen des Intelligenz-Struktur-Tests (I-S-T) (Versionen 1955 und 1970) wurden PCA-faktorisiert und durch Varimin-Rotationen einer komplexstrukturellen Modellierung zugeführt. Die achtzehn sich ergebenden Varimin-Lösungen wurden aggregiert, es resultierten zwei Faktoren: Varimin-F_1 war als Generalfaktor *g* zu deuten, Varimin-F_2 ließ eine von *g* unabhängige leistungsmodifizierende Varianzquelle zutage treten. Sie wurde als Auswirkung eines durch vorhergehendes schulisches und anderes Training erworbenen *Lernkapitals (l)* gedeutet, von welchem die Subtestleistungen des I-S-T mehr oder weniger profitieren. Die Validität von Varimin-F_1 als *Grundintelligenz g* wurde durch hohe Korrelationen zwischen *g* und Testscores der allgemeinen Intelligenz erhärtet (operationalisiert durch CFT und FRT). Auch wurde die Deutung von Varimin-F_2 als Lernkapital bekräftigt, da F_2-Faktorscores mit Schulnoten, mit der Leistung im Rechtschreiben und im Grundrechnen signifikant korrelierten. Die achtzehn PCA-faktorisierten Interkorrelationstabellen wurden auch einer simple structure-Modellierung zugeführt (durch Varimax-Rotation). Varimax-F_1 entsprach inhaltlich dem, was man fluide Intelligenz zu nennen pflegt, Varimax-F_2 entsprach der konventionell so genannten kristallinen Intelligenz. Doch fehlten zwischen Varimax-F_1 und F_2 zu erwartende Unterschiede ihrer Korrelationen mit den Außenkriterien der allgemeinen Intelligenz, der Schulnoten, des Rechtschreibens und des Grundrechnens, die ihre Bedeutung als fluide vs. kristalline Intelligenz zu manifestieren hätten. Zudem hatte das Aggregat der Varimax-Faktoren einen dritten substantiellen Faktor ergeben, der nicht interpretierbar ist und offensichtlich ein Kunstprodukt darstellt. Durch die Varimax-Rotation wird initiale g-Varianz auf F_1, F_2 und, wenn vorhanden, auch auf F_3 künstlich aufgeteilt. Dabei wird der Varianzbeitrag des Lernvorteils mit dem der Grundintelligenz verschmolzen. Die Einfachstruktur-Modellierung gibt den latenten Funktionskomponenten *(g)* und *(l)* keine Chance, sich unabhängig voneinander zu manifestieren.

Schlüsselwörter

Einfachstruktur – Komplexstruktur – exploratorische Faktorenanalyse – Faktorenrotation – Varimax – Varimin – Intelligenz – fluide – kristalline – I-S-T – Intelligenz-Struktur-Test

Abstract

Eighteen matrices of intercorrelations of eight subtest variables of the intelligence test I-S-T were subjected to principal component analysis, the resulting factors were rotated by varimin to a model of complex structure. The 18 varimin solutions were aggregated, two factors resulted: Varimin-F_1 represented a general factor *g* („basic intelligence“), varimin-F_2 represented an achievement – modifying factor dependent on previous educational training and learning („learning capital“, *l*). The validity of varimin-F_1, basic intelligence, was ascertained by high correlations between *g* and test scores of general intelligence, operationalized by CFT und FRT. The interpretation of varimin-F_2 found support by significant correlations with school grades and scores in orthography and arithmetic. The 18 PCA-factors were also transformed by varimax to simple structure. This transformation caused a splitting up of initial *g* into two seemingly separate factors, called „fluid“ and „crystallized“ intelligence by convention. In addition, differences between varimax F_1 and F_2 of correlations with external criteria of general intelligence vs. school grades and training scores in orthography and arithmetic which should have emerged were missing. The aggregate of varimax factors yielded an unexpected third factor with considerable weight which, however, turned out to be an artifact of simple structure. Apparently, simple structure modelling of intelligence test data amalgamates general intelligence with learning effects. Rotation of intelligence data to simple structure does not reveal independent contributions of latent functional components.

Keywords

Simple structure – complex structure – exploratory factor analysis – factor rotation – varimax – varimin – intelligence – fluid – crystallized – I-S-T – CFT – FRT

2010 – *innsbruck* university press, Innsbruck
Journal Psychologie des Alltagshandelns / *Psychology of Everyday Activity*, Vol. 3 / No. 2, ISSN 1998-9970

1 Ausgangslage und Zielsetzung

Thurstones Prinzip der Einfachstruktur (Thurstone, 1947), nach dem sich alle Spielarten der Rotation faktorieller Koordinaten in der Faktorenanalyse orientieren, verdient Kritik (Ertel, 2009a). Die standardmäßig eingesetzte Varimax-Rotation, die die latenten Varianzquellen als orthogonale Einfachstruktur modellieren will, weist den Variablen einer Untersuchung möglichst nur eine Varianzquelle zu. Doch wird dieses Ziel kaum jemals erreicht (Harman, 1968, p. 99), was die Annahme nahe legt, dass den manifesten Variablen empirischer Forschung im Regelfall eine Mehrzahl von Varianzquellen (Faktoren) zugrunde liegt. Um der Komplexität der latenten Determinanten gerecht zu werden, wurde vom Verfasser das Gegenprinzip der Komplexstruktur aufgestellt und Mithilfe eines neuen Rotationsverfahrens, Varimin, einer Bewährung ausgesetzt. Varimin hat zum Ziel, die mit der Initiallösung schon vorliegende faktorielle Komplexität zu optimieren. Eine Variminrotation der Faktoren sucht das Gegenteil von dem zu erreichen, was eine Varimaxrotation zu erreichen sucht. Varimin minimiert die Varianz der Faktorvektoren, die durch Varimax maximiert wird.

Um festzustellen, ob sich der Einsatz von Varimin bei faktoriellen Problemlösungen bewährt, wurden Ergebnisse von Varimin- und Varimaxtransformationen bei der Analyse gleicher Datensätze miteinander verglichen (Ertel, 2009b). Bei diesen und weiteren bislang noch unveröffentlichten Vergleichen (Ertel, a, b, c) ergaben sich regelmäßig Vorteile zugunsten von Varimin. Auch zeigte sich bei den bisherigen Vergleichen, dass – zumindest bei drei- und mehrfaktoriellen Analysen – die Varimin-Lösung auch im Vergleich mit der Initiallösung leichter interpretierbar ist, obgleich Initiallösungen in der Regel schon näherungsweise der Komplexität des jeweils untersuchten Sachverhalts entgegen kommen. Wenn nur zwei substantielle Faktoren vorliegen, ist schon die Initiallösung optimal, sie lässt sich durch eine Varimin-Rotation kaum noch verbessern.

Im Folgenden soll die Leistung von Varimin an Daten des Intelligenztests I-S-T überprüft werden. Die Deutung der Variminrotierten I-S-T Faktoren (Teil I) soll anhand von Korrelationen mit Außenkriterien überprüft werden (Teil II). Dabei werden sich Vergleiche zwischen Varimin- und Varimaxlösungen als hilfreich erweisen.

Teil I: Varimin-Analyse der I-S-T – Faktoren

Zielsetzung
Zunächst steht die Frage an, ob mit Einsatz der Variminrotation sinnvolle I-S-T – Faktoren resultieren.

Material
Um eine möglichst stabile Faktorenstruktur zu gewinnen, wurden 18 in der Literatur auffindbare Interkorrelationstabellen des I-S-T, jede mit 8 Subtestvariablen, faktorisiert. Die 18 Faktorladungen wurden für jeden Subtest gemittelt. Über die Quellen der Daten gibt Tabelle 1 Auskunft. Die Datensätze stammen aus Untersuchungen mit den I-S-T Versionen 1955 und 1970.[1]

Erwartung
Amthauer et al. (1999) hatten mit dem I-S-T, Testversion 2000, eine zweidimensionale faktorielle Struktur ermittelt, die die Autoren nach einfachstruktur-orientierter Rotation als Manifestation einer fluiden und kristallinen Intelligenz deuteten. Erwartet wird, dass die Faktoren des I-S-T nach einer Varimin-Rotation anders und befriedigender zu deuten sind als nach einer Standard-Varimax-Rotation.

Datenauswertung
Von den neun Subtests des I-S-T wurde ME (Merkfähigkeitstest) ausgeschieden, da auch die Rezensenten des I-S-T 70 (Schmidt-Atzert & Hommers, 1996; Schmidt-Atzert, 1997; Brocke, Beauducel & Tasche, 1998) die Gedächtnisfunktion, die mit dem Subtest ME erfasst werden soll, durch diesen Test allein nicht hinreichend repräsentiert sahen. Die Mitverwendung von ME könnte sich auf die Faktorstruktur des Gesamttests störend auswirken. Auch wurden alle Nicht-I-S-T-Variablen ausgeschieden (z. B. zur Persönlichkeit), wenn solche in den Original-I-S-T Datensätzen mit verwendet worden waren.

Die 18 Korrelationsmatrizen der verbleibenden 8 Subtestvariablen wurden pro Datensatz durch PCA faktorisiert, von jeder Auswertungseinheit wurden eine Zwei- und Dreifaktorenlösung nach Varimin und Varimax rotiert. Die gewonnenen Faktorgewichte wurden über die 18 Analysen hinweg mit Einschaltung von Fishers Z-Transformation gemittelt. Vor der Ermittlung dieser Durchschnittswerte wurden die Faktorenfolgen der 18 Analysen, soweit nötig, miteinander synchronisiert, denn nicht immer erschienen gleiche Faktoren in der Extraktionsfolge an gleicher Stelle. Auch wurden die Vorzeichen der Ladungen in den verschiedenen Analysen aufeinander abgestimmt. So kam es mitunter bei einem Faktor zur Vorzeichenumkehr, wenn diese erforderlich war, um eine gegensätzliche

[1] Von der revidierten Version 2000, die sonst bevorzugt worden wäre, lagen zu wenig Korrelationstabellen vor.

in eine gleiche oder fast gleiche Struktur wie die eines Faktors der Mehrheit der anderen Analysen zu verwandeln. Dabei wurden die Ladungsmuster bei den verschiedenen Analysen durch visuelles Vergleichen abgeglichen. Ungewissheit bei dieser Entscheidung trat in zwei bis drei Fällen von Dreifaktorenlösungen auf. Da Unsicherheit nur auftreten konnte bei zwei zuzuordnenden Faktoren, deren Ladungsstrukturen sehr ähnlich waren, kann ein Effekt durch mögliche Fehlentscheidung, der minimal wäre, vernachlässigt werden.

Ergebnisse mit Erörterung

Die Faktorstruktur-Aggregate der Varimin- und Varimaxrotationen zeigt Tabelle 2. Zunächst interessieren die Unterschiede zwischen der Zweier- und Dreierlösung. In den 18 originalen I-S-T-Analysen, die nach dem Modell der Einfachstruktur vorgenommen worden waren, hatten die Autoren nicht selten einen dritten Faktor für varianzstark und interpretierbar gehalten. Man würde einen vom Aggregatdatensatz gewonnenen dritten Faktor akzeptieren, wenn er erstens einen hinreichenden Varianzanteil erkennen lässt und

Tabelle 1: Datenmaterial
Die Untersuchungen 1-8 wurden mit dem I-S-T 55, die von 9 – 18 mit dem I-S-T 70 durchgeführt

Nr	Jahr	Autoren	Probanden	N	Faktoren	Zusätzliche Variablen
01	1958	Fischer, H.	Schüler (14-16 J.)	122	3 *	4 Variablen der Primary Mental Abilities
02	1964	Höger, D.	Gymnasialschüler (12-19 J.)	519	6 *	Noten von 11 Schulfachleistungen
03	1966	Bäumler, G. & Weiß, R.	Berufsschüler	200	6 *	10 Variablen: CFT Pauli-Test
04	1967	Haenschke, B. & Mehl, J.	Normalschüler (13.2 J.)	77	6 *	4 Tests Produktivität 5 Schulfachnoten
05	1967	Haenschke, B. & Mehl, J.	Spezialschüler (13.0 J.)	67	6 *	4 Tests Produktivität 5 Schulfachnoten
06	1969	Seitz, W. &. Löser, G.	Gymnasialschüler (17; 6)	124	3 *	4 CFT, 7 Schulnoten 12 HSPQ (Persönlichkeit)
07	1970	Amthauer, R.	Stichprobe sehr heterogen (Vermutung)	799	X	Keine zusätzlichen Tests verwendet
08	1970	Bäumler, G. & Breitenbach, W.	Psychologiestudenten	55	7 *	Pauli-Test 5 Motivationsvariablen
09	1970	Sassenscheidt, H. & Buggle, F.	Handwerker, Techniker, Ingenieure	132	2	4 PTV-Variablen (techn. Verstdn) 16 PF
10	1972	Langner, E. & Olbrich, M.	Flugzeugführeranwärter	397	3 #	5 Variablen EVT (Intelligenztest)
11	1972	Langner, E. & Olbrich, M.	Abiturienten-Offiziersbewerber	190	3 #	5 Variablen EVT (Intelligenztest)
12	1972	Langner, E. & Olbrich, M.	Absolventen der mittleren Reife	210	3 #	5 Variablen EVT (Intelligenztest)
13	1972	Langner, E. & Olbrich, M.	Volksschulabsolventen	236	3 #	5 Variablen EVT (Intelligenztest)
14	1972	Langner, E. & Olbrich, M.	Wehrpflichtige	150	3 #	5 Variablen EVT (Intelligenztest)
15	1993	Schmidt-Atzert, L. et al.	Hauptschüler (17.5 J.)	196	2	CFT Diktat, Grundrechnen
16	1993	Schmidt-Atzert, L. et al.	Realschüler (18.1 J.)	394	2	CFT. Diktat. Grundrechnen
17	1993	Schmidt-Atzert, L. et al.	Gymnasiasten (21. J.)	397	2	CFT. Diktat, Grundrechnen
18	1998	Brocke, B. et al.	Eignungstest-Probanden (38.8 J.)	279	2	FRT (Intelligentest)

Anmerkung:

* Faktorenanalysen I-S-T nur zusammen mit zusätzlichen Variablen

\# Drei Faktoren werden als Bestlösung betrachtet, geprüft wurden 2 – 5 Faktorlösungen

X Keine Faktorenanalyse durchgeführt

Tabelle 2: Gemittelte Faktorladungen (über 18 Analysen) der Zweier- und Dreierlösungen nach Varimin- und Varimaxrotation der einzelnen Initiallösungen

	A. Varimin					B. Varimax				
Lösung:	Zweierlösung		Dreierlösung			Zweierlösung		Dreierlösung		
Deutung:	g	l	g	l		c	f	c	f	A
Subtest:	F_1	F_2	F_1	F_2	F_3	F_1	F_2	F_1	F_2	F_3
1 SE	.63	.37	.63	35	-.12	.70	.24	.72	.16	.24
2 WA	.62	.32	.63	.33	.06	.67	.23	.65	.16	.43
3 AN	.70	.29	.68	.31	-.06	.69	.32	.59	.23	.42
4 GE	.65	.35	.63	.38	.17	.68	.31	.67	.18	.35
5 RA	.71	-.04	.69	-.22	-.19	.53	.53	.25	.45	.64
6 ZR	.68	-.21	.66	-.20	-.08	.39	.62	.25	.52	.50
7 FA	.65	-.38	.67	-.35	.11	.22	.72	.12	.72	.32
8 WU	.57	-.51	.59	-.38	.09	.11	.74	.10	.74	.29
Varianz %	.79	21	79	19	.02	54	46	38	34	28

Anmerkung:
g = allgemeine oder Grund-Intelligenz
l = Lernkapital
f = fluide
c = kristalline Intelligenz
A = Artefakt

zweitens ein deutbares Ladungsprofil besitzt. Doch im Varimin-Aggregat erreicht F_3 nur 2 Prozent der aufgeklärten Gesamtvarianz, somit ist Varimin-$\mathbf{F_3}$ zu ignorieren, nur Varimin-$\mathbf{F_1}$ und $\mathbf{F_2}$ sind als substantiell zu betrachten.

Beim *Varimax*-Faktorenaggregat fallen im Vergleich zu Varimin zunächst völlig andere Ladungsprozente auf. Bei der Zweierlösung ergeben sich für Varimax-$\mathbf{F_1}$ vs. $\mathbf{F_2}$ 54% vs. 46% Ladungsanteile (gegenüber 79% vs. 21% bei Varimin- $\mathbf{F_1}$ und -$\mathbf{F_2}$). Bei der Dreierlösung ergeben sich für Varimax $\mathbf{F_1}$, $\mathbf{F_2}$, $\mathbf{F_3}$ 38%, 34%, 28% Ladungsanteile (gegenüber 79%, 19%, 2% bei den Varimin-Faktoren). Vor allem fällt der Kontrast der Ladungsprozente bei F_3 ins Auge (Varimax-$\mathbf{F_3}$ 28%, Varimin- $\mathbf{F_3}$ 2%). Den relativ hohen Ladungsanteil bei Varimax-$\mathbf{F_3}$ hätte man zu begrüßen, wenn F_3 zu deuten wäre. Doch dies ist nicht der Fall, die Ladungen des Varimax-$\mathbf{F_3}$ Aggregats sind bei den acht Subtests des I-S-T ungefähr gleich hoch, sagen also über unterschiedliche Leistungsbedingungen nichts aus, die man sonst bei den Tests vermuten könnte. Varimax-F_3 in Tabelle 2B erweist sich somit als Artefakt und darf im Weiteren ignoriert werden.[2]

Wie sind die Zweierlösungen bei Varimax und Varimin zu deuten?

Zu Varimax $\boldsymbol{F_1}$ und $\boldsymbol{F_2}$ (Tabelle 2 B): Die F_1- und F_2-Profile der bisherigen Faktoranalysen zum I-S-T, die sich meist der Varimaxrotation bedienten, sind den Profilen des hier vorliegenden Varimax-Faktorenaggregats natürlich ähnlich. Amthauer et al. (2001) interpretieren nach einer Oblimin-Rotation, die wie Varimax das Einfachstruktur-Modell zugrundelegt (und dabei etwas Schiefwinkligkeit in Kauf nimmt), Oblimin-F_1 als Faktor der kristallinen Intelligenz, Oblimin-F_2 als Faktor der fluiden Intelligenz.[3] Diese Faktoren lassen sich nicht als Materialfaktoren deuten (nicht etwa z. B: *$\boldsymbol{F_1}$ verbal*, *$\boldsymbol{F_2}$ figural*), da die beiden Tests mit Zahlenmaterial (RA und ZR) sowohl Varimax-$\mathbf{F_1}$- als auch Varimax- $\mathbf{F_2}$-Ladungen haben.

Die Deutung der beiden Varimax-Faktoren als Manifestationen einer fluiden (genetisch ursprünglichen) und kristallinen (durch Lerneinflüsse erweitert und verfestigt) erschien früheren Intelligenzforschern plausibel: Intelligenztest-Leistungen sind je nach Testart auch abhängig vom vorausgehendem schulisch und kulturell geförderten Lernen. Cattell (1963), Horn

[2] Da Simple Structure-Rotationen die initialen g-Faktorgewichte auf die nachfolgend extrahierten Faktoren gleich welchen Inhalts großenteils abgeben (s. unten), ist denkbar, dass es sich beim vorliegenden Varimax-F_3-Faktor um aggregierte Restbestände von g handelt, die schon in den 18 diversen I-S-T-Datensätzen auf dort extrahierte Artefakt-Faktoren verteilt vorkamen, wegen dort nicht vorhandener inhaltlicher Bedeutung in den verschiedenen Untersuchungen in eher zufallsbedingt-unsystematischer Weise.

[3] Oblimin- und Varimax-Ergebnisse unterscheiden sich nur minimal

(1976) und andere Autoren sind mit Einfachstruktur-orientierten Faktorenanalysen auf schulisch-kulturelle Einflüsse schon oft gestoßen, wenn durch Faktoranalysen zweiter Ordnung eine höhere Ebene der konzeptuellen „Hierarchie" erreicht wurde. Selbst diejenigen Forscher, die mit herkömmlichen Analyseverfahren eine kristalline Intelligenz in ihren Daten nicht fanden (Johnson & Bouchard, 2005), gehen davon aus, dass das der Testleistung vorausgehende Lernen zur Leistungsvarianz merklich beitragen kann (p. 410). Von einer Faktorenanalyse sollte man erwarten, dass sie die Varianzquelle des Lernens freilegt.

Doch wird dieser Erwartung durch das Modell der Einfachstruktur tatsächlich nicht entsprochen. Durch Varimax verliert die Hauptvarianzquelle der Intelligenz ihre Einheit, die sich mit $\mathbf{F}_1$ der Initiallösung als eine Annäherung an *g* manifestiert, d. h. durch eine Varimax-Rotation wird sie zu einem beträchtlichen Teil an $\mathbf{F}_2$ abgegeben. Der Inititalfaktor F_2 aber manifestiert schon vor einer Varimin-Rotation die Varianz des vorher erworbenen Lernvorteils. M. a. W., die Generalfaktorvarianz wird durch eine Varimax-Transformation auf $\mathbf{F}_1$ und $\mathbf{F}_2$ aufgeteilt. Damit werden zwei verschiedene Intelligenzarten geschaffen, denen die Einheit *g* geopfert wird. Der Anteil des *Lerneinflusses* am Zustandekommen der Leistungen verschiedener Intelligenz-Subtests, der sich tatsächlich nur leicht leistungsmodifizierend auswirkt, wird durch Vermischung mit *g*-Anteilen aufgebläht und verfälscht. Das Rotationsergebnis beschreibt Jensen (1998) wie folgt: „*… So if you ask where g went, the answer is that it has been divided up and lies ‚hidden' among all of the tests' smaller loadings on all of the orthogonally rotated factors. Its variance has not disappeared, it has simply been obscured by being dispersed throughout the whole factor matrix*" (Jensen, 1998, p. 66).

Zu Varimin-F_1: Mit Varimin-$\mathbf{F}_1$ manifestiert sich die relativ konstant zu denkende Leistungsbedingung (*g*), die das Gesamtniveau der intraindividuell variierenden Testleistungen bestimmt. Der Ausdruck *Grundintelligenz g* hebt die Bedeutung von Varimin-$\mathbf{F}_1$ als Basisbedingung hervor, die mit Beteiligung von Zusatzbedingungen die Testleistungen hervorbringen. Diese Deutung wird in Abschnitt II durch Korrelationen zwischen Varimin-$\mathbf{F}_1$ und der Gesamt-I-S-T 70-Leistung sowie durch Korrelationen zwischen Varimin-$\mathbf{F}_1$ mit kulturfreien Tests geprüft (s. u.).[4]

Zu Varimin-F_2: Varimin-$\mathbf{F}_2$ ist ein bipolarer Faktor. Negative Ladungsvorzeichen werden traditionellerweise bei Faktoren der Intelligenz nicht geduldet und durch Rotation zur Einfachstruktur beseitigt.[5] Die mit Rotation zur Komplexstruktur auch bei Intelligenztest-Analysen zugelassene Bipolarität wurde in Ertel, 2009b, ausführlich begründet. Mit Varimin-$\mathbf{F}_2$ beim I-S-T manifestiert sich – zunächst hypothetisch – die lediglich leistungsmodifizierende Zusatzbedingung des schulisch-kulturellen Lernens. Varimin-$\mathbf{F}_2$ ist bei den Subtests mit Wörtern und Sätzen (SE, WA, AN, GE) relativ stark positiv geladen, worin sich der Einfluss der hauptsächlich verbal-symbolisch trainierenden Erziehung ausdrückt. Die $\mathbf{F}_2$-Ladungen bei den figuralen Aufgaben FA und WÜ haben ein negatives Vorzeichen. Dies lässt sich als relatives Defizit von Lernvorteilen bei diesen Tests deuten, nicht etwa als Einfluss mit leistungsmindernder Wirkung. Beim schulischen Training werden sprachfrei-formale Operationen an visuellen Formen selten gefordert. Für die Aufgaben mit Zahlen, bei denen Varimin-$\mathbf{F}_2$-Ladungen um Null liegen, darf man einen geringeren schulischen Einfluss annehmen als für sprachliche Aufgaben, jedoch einen größeren als den für den Umgang mit abstrakten Figuren.

Varimin-$\mathbf{F}_2$ benötigt einen Namen. Ich schlage die Bezeichnung „Lernkapital" vor, sie lässt metaphorisch anklingen, dass sich Lerneffekte durch Speicherung anhäufen und bei Intelligenz-erfordernden Operationen ähnlich wie Zinsen eines Kapitals positiv auszahlen.[6] Die hier vorgenommene Differenzierung entspricht dem ‚Dreieck' *Begabung, Wissen und Lernen* (Weinert, 1996). Zur *Begabung* gehört nach Weinert in erster Linie Grundintelligenz, das *Wissen* entspricht dem angehäuften Lernkapital. Das *Lernen* als dritte Dreiecksseite wird in der vorliegenden Untersuchung nicht auch erfasst. Es handelt sich um den Vorgang, der im Längsschnitt des zurück liegenden Lebens den Zuwachs an ‚Wissen' und ‚Können' hervorgebracht hat (Waldmann et.al, 2003). Untersuchungen zur Deutungsvalidität von Varimin-$\mathbf{F}_2$ folgen in Abschnitt II.

Mit einer Deutung von Varimin-$\mathbf{F}_2$ als Lernkapital soll nicht das letzte Wort gesprochen sein. Denkbar wäre, dass mit $\mathbf{F}_2$ die Präferenz einer von zwei polaren

---

[4] Die Korrelationen zwischen Varimax F_1 und F_2 mit dem Standard-Gesamtwert des I-S-T 70 betragen .74 bzw. .63.

[5] Berneyer (1957) referiert in diesem Sinne: „The different methods of [factor] analysis [of mental aptitudes] yield factors which have negative loadings … Such factors, so Thurstone contends, must be devoid of ‚scientific meaning'. They do not permit us to ‚interpret the various tests as functions of the mental aptitudes which those tests elicit' "(p. 23).

[6] Die ebenfalls dem Bereich der Ökonomie entnommene sehr ähnliche Metapher des „Investierens" stammt von Cattell (1971), der mit seiner „investment theory" einen Zusammenhang zwischen der„fluiden" und „kristallinen" Intelligenz herzustellen versuchte: Die fluide Intelligenz wird nach Cattell über die gesamte Lebensspanne durch Lernen „investiert" (Holling et al., p. 21).

Denkstilen zum Ausdruck kommt. In den vornehmlich sprachlichen Subtests ($\mathbf{F}_2$-positiv) könnten sich ganzheitlichere kognitive Operationen auswirken, in den figuralen Subtests ($\mathbf{F}_2$-negativ) eher analytisch-zergliedernde Operationen. Bei den numerischen Tests könnten sich die beiden Operationen die Waage halten. Es könnte auch sein, dass schulisches „Lernkapital" leichter von Schülern mit ganzheitlichem Denkstil erworben wird, dass sich ein Denkstil also nicht unmittelbar im Testverhalten, sondern nur indirekt über das angehäufte spezifische Lernkapital auswirkt. Eine endgültige Entscheidung darüber zu treffen, ist hier nicht möglich und nicht nötig.

Zusammenfassung I

1. Bei einer Dreifaktorenlösung zeigen die gemittelten Faktorladungen der Subtests des I-S-T einen zu vernachlässigenden dritten Faktor, wenn sie mit Varimin rotiert werden. Bei den gemittelten Varimaxfaktoren zieht zwar ein dritter Faktor beträchtliche Ladung auf sich, doch über die 18 Analysen hinweg mit unsystematisch wechselnden Profilen. Varimax-$\mathbf{F}_5$ wird als Artefakt ignoriert.

2. Die konventionelle Deutung von $\mathbf{F}_1$ und $\mathbf{F}_2$ des I-S-T, die in Varimax-$\mathbf{F}_1$ eine „kristalline" und in Varimax-$\mathbf{F}_2$ eine „fluide" Intelligenz repräsentiert sieht, wird für die faktorielle Varimin-Lösung verworfen. Varimin-F_1 wird aufgefasst als Repräsentanz des Generalfaktors der Intelligenz (*g*), Varimin-$\mathbf{F}_2$ als eine Zusatzquelle der Leistungsvarianz, als das von der Intelligenz relativ unabhängig aufzufassende Lernkapital (*l*), von dem die Probanden je nach vorausgehendem Lernaufwand/Lernangebot und je nach Subtest unterschiedlich profitieren.

Teil II: Zur Validierung der Varimin-rotierten I-S-T-Faktoren

Untersuchungsziel

Die Validität der Varimin-Faktoren $\mathbf{F}_1$ und $\mathbf{F}_2$, die als *g* (Grundintelligenz) und *l* (Lernkapital) gedeutet wurden, soll im Folgenden überprüft werden. Zusätzlich werden Vergleiche mit den Varimax-Faktoren der fluiden und kristallinen Intelligenz durchgeführt. Hierzu werden neben den I-S-T Daten herangezogen:

1. Schulische Gesamtleistungen aus Untersuchungen von Höger (1964) und Cronemeyer (1983);
2. Rechtschreib- und Rechenleistungen sowie Leistungen aus einem kulturfreien Intelligenztest aus einer Untersuchung von Schmidt-Atzert et al. (1995); und
3. Daten von zwei kulturfreien Intelligenztests aus einer Untersuchung von Brocke et al. (1998).

1. Korrelationen mit der Schulleistung (Daten: Höger und Cronemeyer)

Material

Unabhängig voneinander haben Höger (1964, p. 435) und Cronemeyer (1983, p. 172) neben I-S-T Testdaten die Schulnoten der Teilnehmer berücksichtigt (vgl. Tabelle 3). Die Schulnoten Högers stammen von 519 Gymnasialschülern der vier Oberstufen, die Cronemeyers von 656 Abiturienten.

Erwartung

Wenn Varimin $\mathbf{F}_2$ als Lernkapital richtig gedeutet wurde, sollte die $\mathbf{F}_2$-Varianz der Subtests des I-S-T den Zusammenhang mit der Schulleistung widerspiegeln.

Auswertung mit Erörterung

Die Varimin-Faktorgewichte der acht Subtests, gewonnen aus dem Faktorenaggregat der Untersuchung (Teil I, eigenes Ergebnis), und die Korrelationen zwischen den acht I-S-T Subtests mit Schulzeugnisnoten (Ergebnisse von Höger und Cronemeyer) stehen zur Auswertung an. Ablesebeispiel in Tabelle 3: Die Subtest-SA-Punktzahlen der Höger-Schüler korrelieren zu .09 mit dem Schulnotendurchschnitt dieser Schüler

Tabelle 3: Korrelationen zwischen F_2 (Varimin) der I-S-T Subtests (Zeile 1) mit Schulnoten von Höger (2) und Cronemeyer (3)

		SA	WA	AN	GE	RA	ZR	FA	WU	r zwischen F_2 und	p
1	$F_{2\ \text{Varimin}}$	.37	.32	.29	.35	-.04	-.21	-.38	-.51		
2	$r_{\text{Höger}}$	.09	.12	.25	.17	.12	.09	.08	.06	$r_{\text{Höger}:}$ .62	.05
3	r_{Cronem}	.17	.21	.32	.25	.30	.23	.08	.07	$r_{\text{Cronm}:}$ .63	.05
4	r_{Mittel}	.14	.17	.29	.22	.22	.17	.08	.07	$r_{\text{Mittel}:}$ .67	.03

(Zeile 2). Die acht Korrelationskoeffizienten der Zeilen 2 und 3 (die Zeilen selbst korrelieren miteinander zu r = .77) und deren Mittelwerte in Zeile 4 wurden sodann mit den in Zeile 1 wiedergegebenen Varimin-F_2- Faktorwerten (s. Tabelle 2) korreliert. Die drei Korrelationen in der vorletzten Spalte von Tabelle 3 sind signifikant. Sie besagen, dass die Varianz der schulischen Lernleistungen mit der Varianz der $\mathbf{F_2}$ -Ladungen der I-S-T-Subtests zusammenhängt. Die Deutung von $\mathbf{F_2}$ als Lernkapital sieht sich gestützt.

Varimin-$\mathbf{F_2}$ (Lernkapital) ist von Varimin-$\mathbf{F_1}$ (Grundintelligenz) faktoriell unabhängig. Wohl aber sollte die Schulleistung auch von der Intelligenz der Schüler abhängen. Verwendet man Varimin-F_1 zusammen mit $\mathbf{F_2}$ für eine multiple Regression mit Schulleistung (Zeile 4) als abhängige Variable, dann erhöht sich die Korrelation von .67 (Schulleistungsbezug zu F_2 allein) auf r = .80. Da die Originaldaten der Schüler von Höger und Cronemeyer nicht vorliegen, kann die Berechnung einer Korrelation zwischen den Schulleistungen und den *Faktorscores* $\mathbf{F_1}$ und $\mathbf{F_2}$ auf der Personenebene, die hier anstelle der Faktorladungen der Subtests zu bevorzugen wäre, nicht durchgeführt werden.

2. Korrelationen mit einem kulturfreien Intelligenztest, mit Leistungen im Rechtschreiben und Grundrechnen (Daten: Schmidt-Atzert).

Material

Eine von Lothar Schmidt-Atzert zur Verfügung gestellte Datenbank (in Teil I schon mit verwendet, Tabelle 1, Nr. 15-17) mit anonymisierten Testergebnissen von 980 Personen enthielt neben Originaldaten des I-S-T 70 die individuellen IQ-Werte, die mit dem sprachfreien Culture-Fair-Intelligence Test (CFT) gewonnen wurden (CFT-IQ), sowie Ergebnisse eines Rechtschreibdiktats und einer schultypischen Prüfung im Grundrechnen. Die getestete Stichprobe enthielt 397 Gymnasiasten, 394 Realschüler und 196 Hauptschüler. Die im Folgenden verwendeten Personenzahlen haben wegen nicht kompensierbarer Lücken bei einzelnen Variablen (missing data) meist ein etwas geringeres N.

Auswertung mit Erörterung

Den Auswertungen wurden neben den Varimin- F_2-Faktorscores, die als Maße des Lernkapitals interpretiert werden, auch nicht-faktorielle Lernkapital-Maße zugrunde gelegt, die aus den I-S-T Ergebnissen gewonnen wurden. Hierdurch sollte festgestellt werden, ob mit I-S-T-Originaldaten – ohne Verwendung von Faktorenanalyse und abgeleiteten individuellen Faktorscores – Schätzwerte für das Lernkapital zu gewinnen sind.

Ermittlung der Schätzwerte L_p und L_D für Lernkapital.

Die I-S-T Subtests SE, GE repräsentieren den positiven Pol von Varimin-$\mathbf{F_2}$, die Subtests FA, WU den negativen Pol. Alle Subtestvariablen wurden in Standardwerte transformiert (Schmidt-Atzert hatte dies schon besorgt, Mittelwert 100). Sodann wurden die Lernindikatoren L_p und L_D gebildet (L = Lernindikator, p = Proportion, D = Differenz):

$L_{p=}$ (SE+GE)/(SE+GE+FA+WU)*100 (Mittelwert = 50)

L_D =(SE+GE)-(FA+WU) (Mittelwert = 0)

Erwartungen

1. Die Faktorscores von Varimin-$\mathbf{F_1}$ (Grundintelligenz) sollten mit den CFT-IQ-Werten hoch korrelieren. Varimin-$\mathbf{F_2}$ (Lernkapital) sollte mit dem CFT-IQ nicht merklich korrelieren.
2. Die Faktorscores von Varimin-$\mathbf{F_2}$ (Lernkapital) sollten mit den beiden Schätzwerten des Lernkapitals (L_p und L_D) hoch korrelieren.

Tabelle 4: Interkorrelation der kritischen Variablen. Hauptvariable Prozent-Lernkapital

		Indikatoren für „Lernkapital“ (L)			g -Indikatoren	
		1	2	3	4	5
		% Lernkapital (L_p) *	Differenz (L_D) **	Varimin-F_2	Varimin-F_1	CFT-IQ
1	% Lernkapital (L_p)	1	.94	.93	-.03	.09
2	Differenz (L_D)	.94	1	.99	-.03	.09
3	Varimin-F_2	.93	.99	1	.00	-.10
4	Varimin-F_1	-.03	-.03	.00	1	.73
5	CFT-IQ	.09	.09	-.10	.73	1

Anmerkung:

* (SE+GE)/(SE+GE+FA+WU)*100 ** (SE+GE)-(FA+WU)

3. Die Rechtschreibtest-Ergebnisse sollten nicht nur hoch mit den Varimin-$\mathbf{F}_1$-Faktorescores (Grundintelligenz), sondern auch mäßig hoch mit den Faktorscores von Varimin-$\mathbf{F}_2$ (Lernkapital) korrelieren.
4. Die Leistungen im Grundrechnen sollten nicht nur hoch mit den Varimin-$\mathbf{F}_1$-Faktorscores (Grundintelligenz), sondern auch mäßig hoch mit den Faktorscores von Varimin-$\mathbf{F}_2$ (Lernkapital) korrelieren.

Die Ergebnisse zu den Erwartungen (1) und (2) enthält Tabelle 4.

Die Korrelationen lassen für das weitere Vorgehen günstige Voraussetzungen erkennen:

Zur Erwartung (1): Mit Varimin-$\mathbf{F}_1$ (Grundintelligenz) korreliert der CFT-IQ hochsignifikant (.73), mit Varimin-$\mathbf{F}_2$ (Lernkapital) liegt die Korrelation bei -.10, beides im Sinne der Erwartung, womit die Deutungen von Varimin-$\mathbf{F}_1$ und -$\mathbf{F}_2$ bestätigt werden.

Zur Erwartung (2): Die Faktorscores von Varimin-$\mathbf{F}_2$ (Lernkapital) korrelieren mit L_P .93 und mit L_D .99. Die Höhe dieser Korrelationen ist insofern bemerkenswert, als den Faktorscores $\mathbf{F}_2$ die Analyse aller acht I-S-T-Subtests zugrunde liegen, während die Indikatoren L_P und L_D sich nur auf vier Subtestergebnisse stützen. Auch ist zufrieden stellend, dass die beiden L-Indikatoren nicht mit den Faktorscores von Varimin-F1 und nicht mit dem CFT-IQ korrelieren (beide Korrelationen betragen .09).[7] Somit wird man in zukünftigen I-S-T Untersuchungen das Lernkapital individueller Testteilnehmer durch Verwendung der hier sich bewährenden Differenz- (L_D) oder Quotientenwerte (L_P) abschätzen dürfen.

Zur Erwartung (3): Im Folgenden wird die Rechtschreibleistung der Probanden in differenzierter Weise mit L_P korrelativ in Beziehung gesetzt, was anhand von Abbildung 1 zu erläutern ist. Abbildung 1 zeigt, wie sich die verwertbaren Diktatleistungen von 945 Personen der Schmidt-Atzert-Stichprobe über die L_P-Skala verteilen. Die beiden Variablen, L_P und Rechtschreibdiktat, korrelieren mit r = .30 (die L_D-Variable, nicht abgebildet, korreliert ähnlich hoch, r = .29). Unabhängig von der Intelligenz trägt also das Lernkapital zur Diktatleistung einiges bei.

Die Intelligenztestwerte (Varimin F_1-Faktorscores) sind indessen mit der Diktatleistung höher korreliert

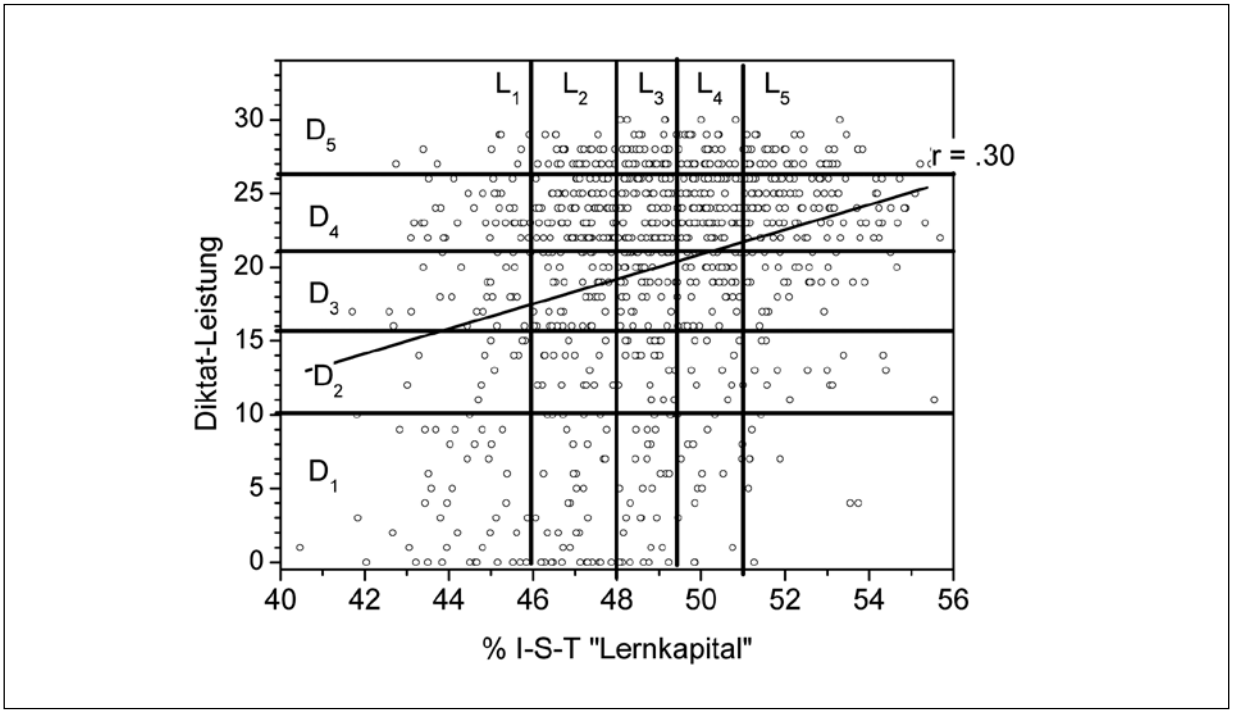

Abbildung 1: Verteilung der Diktatleistungen (Ordinate) über die Skala des Lernkapitals (Abszisse). Differenziert wird nach fünf Leistungsgruppen (D1 bis D5) und fünf Gruppen Lernkapital (L1 bis L5).

[7] Zwar darf man davon ausgehen, dass intelligentere Personen mehr lernen und ihre Erfahrungen besser auswerten als weniger intelligente, doch geht dieser Leistungsunterschied in die L-Indikatoren (Prozent- oder Differenzwert sowie F2) nicht mit ein. L ist wie F_2 ein auf das jeweils individuelle Maß der allgemeinen Intelligenz hin relativierte Größe.

(r = .60), deshalb befinden sich die Personen mit weniger Intelligenz bevorzugt am unteren Ende der Skala „Diktat“, diejenigen mit höherer Intelligenz weiter oben (die Varianz der Intelligenz wird hier nicht auch als Koordinate dargestellt).

Wenn man die Gesamtstichprobe von unten nach oben durch horizontale Schnitte schrittweise in fünf Gruppen zunehmender Diktatleistung teilt (D_1 bis D_5) und diese Gruppen nochmals von links nach rechts in fünf Untergruppen zunehmenden Lernkapitals (L_1 bis L_5), dann wird, was die mittlere Intelligenz in den Untergruppen betrifft, Folgendes erwartet. Die mittlere Intelligenz (F_1-Faktorscores) nimmt von D_1 bis D_5 (von unten nach oben) mit der Diktatleistung zu, sie nimmt in den Gruppen L_1 bis L_5 (von links nach rechts) mit zunehmendem Lernkapital ab. Warum? Je mehr Lernkapital die Probanden zum Rechtschreibdiktat mitbringen, umso weniger intelligent müssen sie sein, um ein bestimmtes Leistungsniveau zu erreichen, oder auch umgekehrt.

Die Ergebnisse in Tabelle 5 entsprechen dieser Erwartung: In vier von fünf Diktatleistungsgruppen sinkt $\mathbf{F_1}$ (Intelligenz) mit zunehmendem Lernkapital L_p, (von Zeile 1 oben bis zur Zeile 5). Nur bei der mittleren Diktatleistungsgruppe Nr. 3 ist kein Änderungstrend erkennbar.

Das Zusammenwirken von Intelligenz und Lernkapital bei der Diktatleistung hätte man auch pauschal, aber mit weniger Transparenz, durch eine multiple Regression ermitteln können (als Prädiktoren Varimin-$\mathbf{F_1}$ und $\mathbf{F_2}$, als AV die Diktatleistung). Die multiple Korrelation, die $\mathbf{F_2}$ einschließt, erhöht die Korrelation von r = .60 (Diktat mit Intelligenz $\mathbf{F_1}$ allein) auf r = .69 (Diktat mit Intelligenz $\mathbf{F_1}$ plus Lernkapital L_p), der Unterschied ist sehr signifikant (Z = 3.36, p = .0004).[8]

Die Zusammenhänge zwischen dem I-S-T und den Variablen CFT-IQ, Rechtschreiben und Grundrechnen werden, nach Schultypen differenziert, in Tabelle 6 wiedergegeben, sowohl für die Varimin- als auch diesmal vergleichsweise für die Varimax-Faktoren. Die Ergebnisse für Varimax folgen später.

Tabelle 6A (nochmals zur Erwartung 1): Der CFT-IQ (Grundintelligenz) korreliert erwartungsgemäß sehr hoch mit Varimin-$\mathbf{F_1}$ (Grundintelligenz) (.73), und nur geringfügig mit Varimin-$\mathbf{F_2}$ (.11), also mit dem Faktor, auf dem die Subtests der I-S-T positiv laden, bei denen das schulisch-kulturelle Lernen Leistungsvorteile mit sich bringt.

Tabelle 6B: (nochmals zur Erwartung 3): Die Leistungen im Rechtschreibdiktat, die durch schulisches Lernen gefördert werden, korrelieren bedeutend höher als der CFT-IQ mit den Faktorscores von Varimin-$\mathbf{F_2}$, Lernkapital (.31). Die Korrelation zwischen Rechtschreiben und den Faktorscores von Varimin-$\mathbf{F_1}$ (Grundintelligenz) fällt dementsprechend vergleichsweise niedriger aus als beim CFT.IQ (.60).

Zur Erwartung 4 (Tabelle 6C): Das Ergebnis für das Grundrechnen entspricht der Erwartung weniger durchschlagend. Neben der erwarteten hohen Korrelation mit den Faktorscores von Varimin-$\mathbf{F_1}$ (Grundintelligenz) (.64) liegt eine nur eben signifikante (p = .05) Korrelation mit den Faktorscorers von Varimin-$\mathbf{F_2}$ (Lernkapital) vor (.07).

Die Korrelationen mit den beiden Varimaxfaktoren sind enttäuschend. Die Faktorscores der fluiden Intelligenz (Varimax-$\mathbf{F_2}$) hätten mit dem CFT-IQ bedeu-

Tabelle 5: Mittlere Faktorscores F_1 (g -Indikator mit Standardabweichung SD), differenziert nach Lernkapital L_p (5 Stufen) und Diktatleistung (5 Stufen). Die horizontale und vertikale Auflistung der Gruppen L_p 1 bis 5 und der Diktatleistungen 1 bis 5 ist hier gegenüber der Anordnung in der zugehörigen Abbildung 1 vertauscht. N = 945

Lernkapital L_p		Diktat 1			Diktat 2			Diktat 3			Diktat 4			Diktat 5		
		N	F_1	SD	N	F_1	SD	N	F_1	SD	N	F_1	SD	N	F_1	SD
1	0 – 46	32	-0.94	.46	11	-0.41	.42	22	-0.29	.70	35	0.43	.63	14	0.78	.74
2	46 – 48	26	-0.99	.56	16	-0.55	.60	35	-0.21	.81	92	0.52	.98	46	1.02	.89
3	48 – 50	27	-1.15	.59	23	-0.77	.53	40	-0.33	.73	76	0.47	.77	53	0.72	.82
4	50 – 51	13	-1.22	.74	10	-1.09	.55	34	-0.11	.91	69	0.32	.72	54	0.50	.88
5	51 – 60	08	-1.56	.41	14	-0.95	.87	26	-0.31	.85	94	-0.01	.85	75	0.16	.81

[8] Eine multiple Regression auf die Diktatleistung durch *Varimax* $\mathbf{F_1}$ und $\mathbf{F_2}$ kommt zum genau gleichen Ergebnis wie die multiple Regression mit Varimin $\mathbf{F_1}$ und $\mathbf{F_2}$. Denn die Gesamtinformation von *Varimin* $\mathbf{F_1}$ und $\mathbf{F_2}$ ist in der Gesamtinformation von Varimax $\mathbf{F_1}$ und $\mathbf{F_2}$ enthalten, nur ist sie dort auf $\mathbf{F_1}$ und $\mathbf{F_2}$ anders verteilt worden.

Tabelle 6: Pearson-Korrelationen zwischen den Varimin- und Varimax-Faktorscores F_1 und F_2 aus dem I-S-T und dem CFT-IQ, einem Diktat und einer Prüfung im Grundrechnen

		A. CFT-IQ				B. Rechtschreibdiktat				C. Grundrechnen			
Rotation:		Varimin		Varimax		Varimin		Varimax		Varimin		Varimax	
Faktordeutung:		g	L	c	f	g	L	c	f	g	L	c	f
Schultypen:	N	F1	F2	F1	F2	F1	F2	F1	F2	F1	F2	F1	F2
Gymnasium	381	.66	-.10	.40	.53	.44	.18	.44	.18	.55	-.14	.29	.48
Realschule	198	.60	.12	.50	.34	.46	.26	.51	.13	.42	-.01	.29	.31
Hauptschule	381	.60	.02	.44	.41	.47	.27	.52	.14	.39	-.05	.24	.31
Gesamt	970	.73	.11	.59	.44	.60	.31	.64	.21	.64	.07	.50	.40

Anmerkung:
g = allgemeine Intelligenz
f = fluide
l = Lernkapital
c = kristalline Intelligenz

tend höher korrelieren sollen als die Faktorscores der kristallinen Intelligenz (Varimax-$\mathbf{F_1}$). Sie korrelieren niedriger (.44 vs. 59). Die Leistungen beim Rechtschreibdiktat und auch beim Grundrechnen korrelieren zwar mit der kristallinen Intelligenz höher als mit der fluiden Intelligenz (.64 vs. 21 und .50 vs. 40). Doch darf man fragen, warum diese Leistungen auch mit der fluiden Intelligenz überhaupt korrelieren sollen.

Das Ergebnis des Vergleichs der Rotationsvaliditäten Varimin vs. Varimax fällt demnach erneut zugunsten von Varimin aus.

3. Korrelationen mit einem kulturfreien Intelligenztest (Daten: Brocke).

Material
Brocke et al. (1998) druckten in ihrem Artikel eine Interkorrelationstabelle ab (hier schon verwendet als Beitrag zu Teil I, s. Tabelle 1, Zeile 18), bei der sie neben den acht I-S-T Subtests die Korrelationen mit dem Figure-Reasoning-Test (FRT) einschlossen (N = 241 für FRT, N = 279 für I-S-T). Die Autoren erhofften sich vom Einbezug des Figurentests FRT, der mit dem ebenfalls figuralen SPM von Raven .93 korreliert, „Anhaltspunkte für die interne Validität des I-S-T 70“ (p. 94), insbesondere Korrelationen mit den „fluiden“ Subtests des I-S-T 70.

Erwartung
Bei einer Faktorenanalyse der Interkorrelationen sollte der FRT beim Variminfaktor $\mathbf{F_1}$ hoch laden, sofern Varimin-$\mathbf{F_1}$ als allgemeiner Intelligenzfaktor richtig gedeutet wurde. Der FRT sollte beim Variminfaktor F_2 eine niedrige Ladung zeigen, sofern Varimin $\mathbf{F_2}$ als Lernkapital-Faktor richtig gedeutet wurde. Die Varimaxfaktoren **F1** und **F2**, denen fluide und kristalline Intelligenz nachgesagt wird, sollten diesen Unterschied hinsichtlich der faktoriellen Validität nicht oder weniger deutlich zeigen.

Auswertung und Erörterung
Die Ergebnisse einer Varimin- und Varimaxanalyse der acht I-S-T-Variablen (Subtest ME wieder ausgeschlossen) denen die FRT-Variable hinzugefügt wurde, gibt Tabelle 7 wieder. Es zeigt sich:

Für Varimin: Der FRT hat eine zu erwartende hohe Varimin-$\mathbf{F_1}$-Ladung (Grundintelligenz, .76) und eine ebenfalls zu erwartende niedrige $\mathbf{F_2}$ -Ladung (-.15), denn Vorteile durch schulisch-kulturelles Lernen fehlen beim FRT ebenso wie bei der I-S-T-Figurenauswahl FA (-.12), allerdings nicht so extrem wie bei den Würfelaufgaben WU (-.59).

Für Varimax: Die Varimax-rotierte Lösung enttäuscht, da der FRT nicht nur eine hohe Ladung auf Varimax-$\mathbf{F_2}$ hat (.65), den die konventionelle Forschung als Faktor der „fluiden“ Intelligenz interpretiert. Wider konventionelles Erwarten lädt der FRT mit .43 auch bei Varimax-$\mathbf{F_1}$, dem Faktor der „kristallinen“ Intelligenz, der beim FRT keine Ladung haben sollte. Wider konventionelles Erwarten, aber mit Konsequenz, lädt auch die Figurenauswahl FA (.45) bei Varimax-$\mathbf{F_1}$ hoch. Die Autoren selbst stellten die Ergebnisse einer Faktorenanalyse, bei der die I-S-T-Variablen zusammen mit FRT faktorisiert werden, nicht dar, kommen aber mit einer alternativen Auswertung, bei der sie multiple Regressionen einsetzten (als UVs dienten ihnen die I-S-T Variablen, als AV der FRT-Gesamtwert) zu einem zwar komplizierteren, aber ebenso wenig überzeugenden Ergebnis.

Tabelle 7: Varimin- und Varimaxrotierte Faktorladungen des FRT (Nr. 9) sowie Ladungen der I-S-T- 70-Subtestvariablen 1 – 8

		Varimin		Varimax		
	Deutung	g	L_p	c	f	
	Subtests	F_1	F_2	F_1	F_2	h^2
1	SE	.63	.51	.80	.09	.65
2	WA	.63	.43	.75	.14	.59
3	AN	.77	.37	.81	.28	.73
4	GE	.75	.16	.65	.41	.58
5	RA	.76	.25	.72	.37	.66
6	ZR	.81	-.01	.56	.58	.65
7	FA	.76	-.12	.45	.62	.59
8	WU	.66	-.58	.05	.88	.77
9	FRT	.76	-.15	.43	.65	.60
	%Varianz	53	12	39	26	65

Anmerkung:
g = allgemeine Intelligenz L_p =Lernkapital
f = fluide c =kristalline Intelligenz

Zusammenfassung II

3. Der Vergleich der Validitäten der Varimin- und Varimaxfaktoren mithilfe von Tests, die Konvergenz-Divergenz ermöglichen, fiel zugunsten von Varimin aus. Die Leistung bei zwei kulturunabhängigen Tests (CFT und FRT) wird von Varimin-F_1, dem Faktor der Grundintelligenz, besser differentiell vorhergesagt als von Varimax-F_2, dem üblicherweise die Bedeutung einer grundlegenden „fluiden" Intelligenz beigelegt wird.

4. Die Leistung bei zwei Außenkriterien (Rechtschreiben und Grundrechnen), bei denen sich Lernvorteile auswirken sollten, werden von Varimin-F_2, dem Faktor des Lernkapitals, besser differentiell vorhergesagt als von **Varimax-F_1**, dem konventioneller Weise die Bedeutung einer in schulischem Lernen sich ausdrückenden „kristallinen" Intelligenz beigelegt wird.

2 Diskussion

Die Untersuchung hatte zum Ziel zu prüfen, ob Varimin, das Verfahren zur Komplexstruktur-Rotation exploratorisch ermittelter Faktoren, auch auf dem Gebiet der Intelligenz eine Einfachstruktur-Rotation an Effizienz übertrifft. Den Ergebnissen zufolge darf man diese Frage bejahen. Die aus dem I-S-T extrahierten Faktoren erwiesen sich nach Varimin-Rotation zur Aufdeckung latenter Varianzquellen als wesentlich geeigneter als nach einer Varimax-Rotation.

Eine neue Forschungsstrategie hat, wenn sie gegenüber der Konvention bestehen will, auch die aus ihrer Sicht sich ergebenden Fehler der Konvention aufzudecken. Der Fehler liegt nach meiner Ansicht in Thurstones Modell der Einfachstruktur. Durch dieses Modell wird systematisch verschleiert, was Adolf Otto Jäger als „Kernannahme" an den Anfang aller Intelligenzforschung stellte: *„An jeder Intelligenzleistung sind (neben anderen Bedingungen) alle intellektuellen Fähigkeiten beteiligt, allerdings mit deutlich unterschiedlichen Gewichten. Die Varianz jeder Leistung lässt sich in entsprechende Komponenten zerlegen."* (Jäger, Beauducel & Süß, 1997, p. 4).[9]

Durch Variminanalysen der Intelligenztest-Daten wurde deutlich, dass sich das schulische Lernen gegenüber mangelnder Intelligenzausstattung bis zu einem gewissen Grade im Leistungsergebnis kompensatorisch auswirken kann. Diese Erkenntnis ist für die pädagogische Psychologie (Weinert, 1996) und auch für den *common sense* kein Novum. Neu ist allein die methodische Befreiung des Begriffs des Lerneinflusses vom Begriff der Intelligenz. Die beiden Begriffe werden in einer 'kristallinen' Intelligenz, einem Artefakt der Einfachstruktur, ohne Sachbegründung miteinander verschweißt. Durch das Konzept und die Methode der Komplexstruktur werden sie voneinander getrennt und sind dann operational und sachgerecht aufeinander beziehbar.

Es ließ sich zeigen, dass die Rotation der Faktoren zur Einfachstruktur, die aus einem deplatzierten Sparsamkeitsmotiv heraus den Testvariablen nur einen Faktor (eine Varianzquelle) zuzuteilen sucht, den Hauptfaktor *g* zerstört. Dessen Beitrag zur Varianzaufklärung wird durch die Einfachstruktur-Transformation auf alle nachfolgend extrahierten Faktoren aufgeteilt, die dadurch einen sachlich ungerechtfertigten hohen Zuschlag an Kommunalität erhalten. Dies war mit Tabelle 2 nachzuvollziehen. Ein Faktor $\mathbf{F_3}$ wurde, wenn er Varimax-rotiert wurde, quantitativ aufgebläht – in den 18 Analysen auf unterschiedlichste Weise. Das gemittelte Endprodukt von Varimax-$\mathbf{F_3}$ lieferte zwar

[9] Jäger hat sich bei seinen Datenanalysen vom Prinzip der Einfachstruktur zwar nicht getrennt, doch hat er methodische Alternativen anwenden müssen, um die in seinem BIS-Modell verwirklichten Gleichzeitigkeiten latenter funktionaler Beiträge zur Intelligenztestleistung empirisch zu belegen.

bei den Subtests beachtliche Ladungshöhen, aber keinerlei Ladungsprofil, was eine inhaltliche Deutung ausschließt.

Sollte sich die zukünftige faktorenanalytische Forschung am Prinzip der Komplexstruktur orientieren, wird sie voraussichtlich mit weniger Konstrukten auskommen. Man wird Haupt- und Nebenfaktoren unterscheiden können, Initial-$\mathbf{F}_1$ wird meist weitgehend erhalten. Die auf Initial-$\mathbf{F}_1$ folgenden Faktoren sind meist weniger varianzstark, ihre Kommunalität gewinnt durch die Varimintransformation relativ wenig Gewicht.

Die durch die weitere Forschung zu erwartenden Varimin-basierten faktoriellen Konstrukte werden vermutlich auch einfacher sein. Dies war bereits bei der Analye der I-S-T-Leistungen mit Varimin-$\mathbf{F}_2$ erkennbar. Man braucht zum Verständnis von $\mathbf{F}_2$ keine neue Fähigkeit ('kristalline Intelligenz') zu erfinden. $\mathbf{F}_2$ lässt sich als Auswirkung eines biographisch erworbenen Lerngewinns verstehen, von dem die getesteten Probanden je nach Lernaufwand und Testinhalt unterschiedlich profitieren, bei einigen Tests mehr, bei anderen weniger.

Als praktische Konsequenz der vorliegenden Ergebnisse zum I-S-T könnte man den Testautoren für eine Neuauflage empfehlen, die allgemeine oder Grundintelligenz (*g*), die sie bislang in ihrem Test-Manual kaum angesprochen haben, über die der Test aber in erster Linie Auskunft geben kann (s. Varimin-F_1 bzw. I-S-T Gesamtwert), gebührend in den Vordergrund zu stellen. Information über das schulisch-kulturelle Lernkapital, die ebenfalls in den Testdaten steckt und bislang in verzerrter Form als eine besondere Sorte von Intelligenz behandelt wurde, könnte die Validität des I-S-T ergänzen, allerdings anders als bisher. Man könnte die Rohwerte mit Hilfe von Varimin-$\mathbf{F}_2$-Faktorgewichten transformieren und entsprechende Umrechnungstabellen zur Verfügung stellen. Einfacher wäre es, die Leistungen in den Tests, bei denen sich das Lernkapital stärker auswirkt, zur Gesamttestleistung z. B. prozentual ins Verhältnis zu setzen, wodurch der relative Beitrag der schulisch-kulturellen Erfahrung zur I-S-T Gesamtleistung abschätzbar wäre.

Literatur

Amthauer, R. (1970). IST70. Intelligenz-Struktur-Test 70. Göttingen: Hogrefe.

Amthauer, R., Brocke, B., Liepmann, D. & Beauducel, A. (1999). I-S-T-2000. Intelligenz-Struktur-Test 2000. Göttingen: Hogrefe.

Amthauer, R., Brocke, B., Liepmann, D. & Beauducel, A. (2001). I-S-T-2000-R. Intelligenz-Struktur-Test 2000-R. Göttingen: Hogrefe.

Bäumler, G. & Breitenbach, W. (1970).Zusammenhänge zwischen Intelligenz, Konzentration, Angst und Leistungsmotivation bei einer studentischen Stichprobe. *Psychologie und Praxis,* 14, 37-40.

Bäumler, G. & Weiß, R. (1966).Über den Zusammenhang der Paulitestleistung mit Intelligenzleistungen (IST-Amthauer, CFT-Cattell). *Psychologie und Praxis, 10,* 27-36.

Berneyer, G. (1957). Psychological factors. Their number, nature, and identification. *The British Journal of Statistical Psychology, 10,* 17-27.

Blanton, H. & Jaccard, J. (2006) Arbitrary metrics in psychology. *American Psychologist, 61,* 27-41.

Brocke, B., Beauducel, A., & Tasche, K. (1998). Der Intelligenz-Struktur-Test: Analysen zur theoretischen Grundlage und technischen Güte. *Diagnostica, 44,* 84-99.

Carroll, J. B. (1993). Human cognitive abilities. A survey of factor analytic studies. Cambridge: Cambridge University Press.

Cattell, R. B. (1963). Theory of fluid and crystallized intelligence. A critical experiment. Journalof Educational Psychology, 65, 1-22.

Cattell, R. B. (1971). *Abilities: Their structure, growth, and action.* New York: Houghton Mifflin.

Cronemeyer, I. (1983). Analyse der Intelligenz- und Persönlichkeitsstruktur von Abiturienten der neu gestalteten Gymnasialen Oberstufe in Nordrhein-Westfalen. Eine Untersuchung über die Beziehungen zwischen der Abiturdurchschnittsnote und dem „Intelligenz-Struktur-Test" von Amthauer sowie dem „Freiburger-Persönlichkeits-Inventar". Dissertation. Erziehungswissenschaftliche Fakultät Universität Köln.

Ertel, S. (2009a). Kritik am Dogma „Simple Structure". *Journal Psychologie des Alltagshandelns, 1, Vol. 2,* 36-63.

Ertel, S. (2009b). Latente Strukturen aufspüren. Faktorenanalysen mit Variminrotation. *Journal Psychologie des Alltagshandelns, 2, Vol. 2,* 33-60.

Ertel, S. (a). Offen für Komplexstruktur. Exploratorische Faktorenanalyse von Zehnkampf- und anderen sportlichen Leistungen (unveröffentlicht).

Ertel, S. (b). Simulierte Extravarianz in I-S-T-Daten, manifestiert durch faktorielle Variminrotation (unveröffentlicht).

Ertel, S. (c). Basismerkmale der Persönlichkeit. Exploratorische Faktorenanalyse mit komplextheoretischer Erwartung (unveröffentlicht).

Fischer, H. (1958). Ein Vergleich zwischen dem IST von Amthauer und dem PMA von Thurstone. *Diagnostica, 4,* 25-32.

Haenschke-Kramer, H. & Mehl, J. (1967). Zur Untersuchung von Spezialbefähigungen auf mathematisch-naturwissenschaftlichem Gebiet. *Zeitschrift für Psychologie, 174,* 285-310.

Höger, D. (1964). Analyse der Intelligenzstruktur bei männlichen Gymnasiasten der Klassen 6-9 (Untersekunda-Oberprima). *Psychologische Forschung, 27,* 419-474.

Holling, H., Preckel, F. & Vock, M. (2004). *Intelligenzdiagnostik. Kompendien Psychologische Diagnostik,* Band 6. Göttingen: Hogrefe.

Horn, J. L. (1976). Human abilities: A review of research and theory in the early 1970's. *Annual Review of Psychology, 27,* 437-485.

Jäger, A. O., Beauducel, A. & Süß, H.-M. (1997). *Berliner Intelligenzstruktur-Test. Manual.* Hogrefe Verlag: Göttingen.

Jensen, A. R. (1998). *The g factor. The science of mental ability.* Westport,CON: Praeger.

Johnson, W. & Bouchard, T. J. (2005. The structure of human intelligence: It is verbal, perceptual, and image rotation (VPR), not fluid and crystallized. *Intelligence, 33,* 393-416.

Kazden, A.E. (2006) Arbitrary metrics: Implications for identifying evidence-based treatments. *American Psychologist, 61,* 42-49.

Langner, E. & Olbrich, M. (1972). Untersuchungen zur faktoriellen Struktur des I-S-T von Amthauer – mit einem Vergleich der Ergebnisse der Intelligenztests der Eignungs- und Verwendungsprüfung. *Wehrpsychologische Untersuchungen, 3,* 7-72.

Sassenscheidt, H. & Buggle, F. (1970). Prädiktorvariablen praktisch-technischen Verständnisses. *Diagnostica, 16,* 30-41.

Seitz, W. & Löser, G. (1969). Über die Beziehung von Persönlichkeitsmerkmalen zu Schul- und Intelligenztest-Leistungen bei Gymnasialschülern. *Zeitschrift für experimentelle und angewandte Psychologie, 16,* 651-679.

Schmid, J. & Leiman, J. M. (1957).The development of hierarchical factor solutions. *Psychometrika, 22,* 53-61.

Schmidt-Atzert, L. (1997). Replik zur Rezension des IST 70. *Zeitschrift für Differentielle und Diagnostische Psychologie, 18,* 109-112.

Schmidt-Atzert, L. & Hommers, W. (1996). IST 70: Weitere Daten – weitere Erkenntnisse? Anmerkungen zu Gerd Heydes Beitrag „Weitere Daten zum IST-70". *Report Psychologie, 21,* 526-528.

Schmidt-Atzert, L., Hommers, W. & Hess, M. (1995). Der I-S-T 70: Eine Analyse und Neubewertung. *Diagnostica, 41,* 108-130.

Thurstone, L. L. (1947). *Multiple factor analysis. A development and expansion of The Vectors of the Mind.* Chicago: The University of Chicago Press.

Waldmann, M. R., Renkl, A. & Gruber, A. (2003).Das Dreieck von Begabung, Wissen und Lernen. In W. Schneider & M. Knopf. (Hrsg.) Entwicklung, Lehren und Lernen. Göttingen: Hogrefe.

Weinert, F. E. (Hrsg.) (1996). *Psychologie des Lernens und der Instruktion.* Göttingen: Hogrefe.

Korrespondenz-Adresse:
Prof. Dr. em. Suitbert Ertel
Georg-Elias-Müller-Institut für Psychologie
Georg-August-Universität Göttingen
Waldweg 26
D-37073 Göttingen
sertel@uni-goettingen.de