

**Wie genau können kognitive Fähigkeiten gemessen werden?
Die Unterscheidung von Gesamt- und Konstruktrelia bilitäten in der
Intelligenzdiagnostik für den Berliner Intelligenzstrukturtest**
[How precisely can cognitive abilities be measured? The distinction between composite and
construct reliabilities in intelligence assessment exemplified with the Berlin Intelligence
Structure Test].

Martin Brunner
Max-Planck-Institut für Bildungsforschung
Berlin

Heinz-Martin Süß
Otto-von-Guericke-Universität
Magdeburg

Zusammenfassung

In der Intelligenzdiagnostik können für Skalenscores Gesamt- und Konstruktrelia bilitäten unterschieden werden. Während Gesamtreliabilities sich auf die gesamte „wahre“ Varianz in einem Skalenscore beziehen, spiegeln Konstruktrelia bilitäten die Genauigkeit wider, mit dem ein Skalenscore ein bestimmtes Fähigkeitskonstrukt erfasst. Gesamt- und Konstruktrelia bilitäten sind nicht identisch, wenn man annimmt, dass sich die Skalenscores multidimensional aus Varianzanteilen zusammensetzen, welche die allgemeine kognitive Fähigkeit g sowie spezifischere kognitive Fähigkeiten messen. In dieser Arbeit illustrieren wir dieses Problem für die Skalen des Berliner Intelligenzstrukturtests (BIS-Test) anhand einer Schülerstichprobe ($N = 910$). Zur Berechnung von Gesamt- und Konstruktrelia bilitäten verwendeten wir eine Methode, die auf Modellparametern aus konfirmatorischen Faktorenanalysen basiert. Während die Gesamtreliabilities weitestgehend zufrieden stellend waren (die Werte lagen zwischen .77 für die Merkfähigkeit und .93 für g), waren die Konstruktrelia bilitäten der spezifischen kognitiven Fähigkeiten unabhängig vom verwendeten Koeffizienten nicht zufrieden stellend (die Werte lagen zwischen .17 für die numerische Fähigkeit und .67 für die Verarbeitungskapazität). Mögliche Implikationen der Ergebnisse für die Einzelfalldiagnostik werden diskutiert.

Schlagworte: Intelligenztests, Relia bilitätsanalyse, Konfirmatorische Faktorenanalyse, Multidimensionale Messungen

Autorenhinweis:

Dipl.-Psych. Martin Brunner:
Forschungsbereich Erziehungswissenschaft
und Bildungssysteme
Max-Planck-Institut für Bildungsforschung
Lentzeallee 94
14195 Berlin
E-mail: brunner@mpib-berlin.mpg.de

Prof. Dr. Heinz-Martin Süß
Institut für Psychologie
Otto-von-Guericke Universität Magdeburg
Postfach 4120
39016 Magdeburg

E-mail: heinz-martin.suess@gse-w.uni-magdeburg.de

Х.-М. Зюс, М. Бруннер

Как более точно можно измерить когнитивные способности?

Отличие общей и конструктивной надежностей в диагностике интеллекта для Берлинского теста интеллекта

Резюме

В диагностике интеллекта общая и конструктивная надежность могут отличаться при измерении баллов шкал. В то время как общая надежность относится к общей дисперсии баллов по шкале, конструктивная надежность отражает ту точность, с которой баллы по шкале могут измерить конкретную когнитивную способность. Общая и конструктивная надежности не являются идентичными, если принять во внимание то, что баллы шкалы являются мультименсиональными и состоят из частей дисперсий, которые измеряют как общую когнитивную способность, так и специфические когнитивные способности. В этой работе нами проиллюстрирована данная проблема для шкал Берлинского теста интеллекта с использованием выборки в 910 человек. Для подсчета общей и конструктивной надежности мы использовали метод, который базируется на параметрах модели из конфирматорного факторного анализа. В то время как показатели для общей надежности были удовлетворительными (оценки составляли 0.77 для кратковременной памяти и 0.93 для фактора g), показатели конструктивной надежности в независимости от использованных коэффициентов оставались неудовлетворительными (оценки составили 0.17 для числового интеллекта и 0.67 для способности перерабатывать информацию). Возможные результаты для индивидуальной диагностики обсуждаются ниже.

Ключевые слова: тесты интеллекта, анализ надежности, конфирматорный факторный анализ, мультименсиональные измерения.

Abbildung 1

(a) Modell 1 mit inhaltsgebundenen Fähigkeiten (*F*: figural-räumliche Fähigkeit, *V*: verbale Fähigkeit, *N*: numerische Fähigkeit) und allgemeiner kognitiver Fähigkeit *g* sowie (b) Modell 2 mit operativen Fähigkeiten (*B*: Bearbeitungsgeschwindigkeit, *M*: Merkfähigkeit, *E*: Einfallsreichtum, *K*: Verarbeitungskapazität) und allgemeiner kognitiver Fähigkeit *g*. Es werden jeweils die standardisierten Faktorladungen dargestellt. Alle Faktorladungen waren für $p < .01$ signifikant von Null verschieden (einseitiger Test).

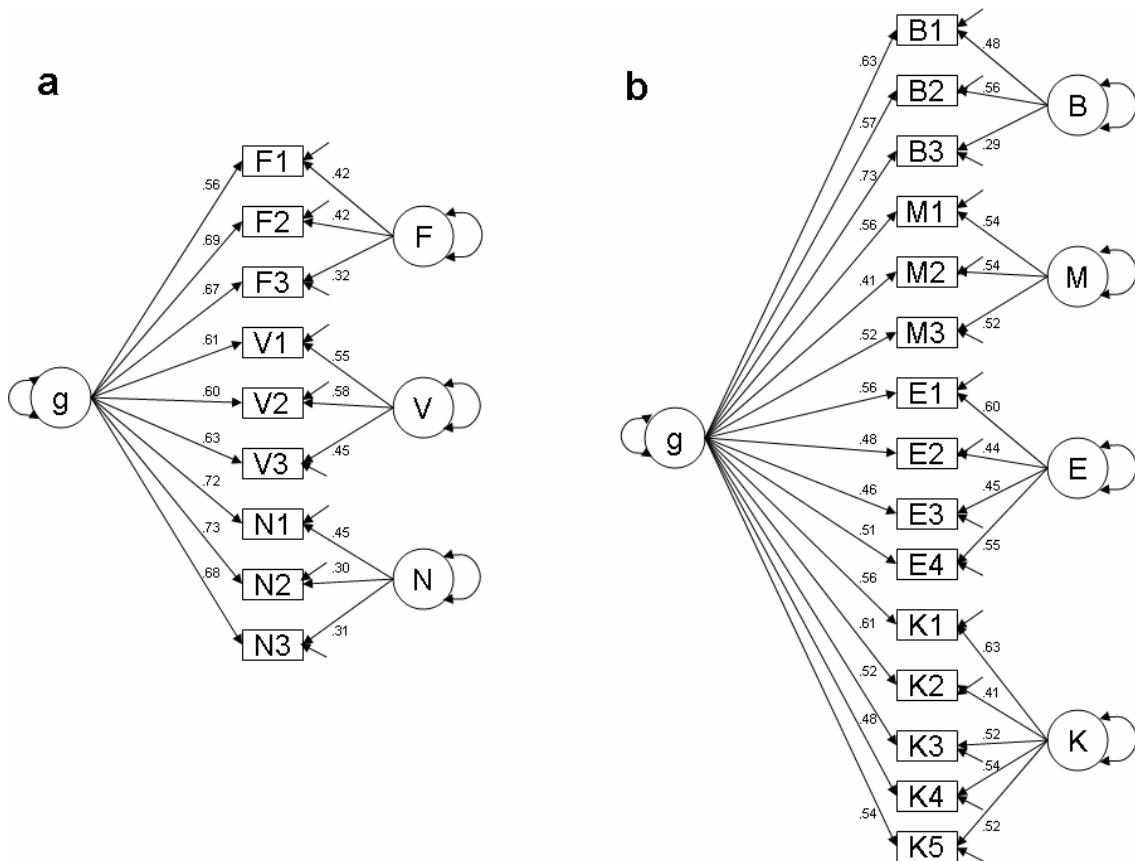


Tabelle 1
Korrelationen der inhaltshomogenen Parcel

Parcel	Aufsummierte	F1	F2	F3	V1	V2	V3	N1	N2	N3
	Aufgabenscores									
F1	OE, FM, OJ, FA ^a , AW ^a	2.26								
F2	BD, OG, ZF ^a , ZK ^a , CH	.56	2.31							
F3	ZS, WE, LO, AN ^a , BG ^a	.51	.59	2.26						
V1	TG, ST, EF, WA ^a , SV ^a	.35	.42	.39	2.56					
V2	KW, PS, MA ^a , IT ^a , TM	.37	.39	.41	.69	2.62				
V3	UW, WM, AM, WS ^a , SL ^a	.38	.42	.43	.63	.64	2.27			
N1	SI, ZP, DR, RD ^a , TL ^a	.38	.48	.46	.47	.47	.46	2.59		
N2	XG, ZZ, TN ^a , ZG ^a , BR ^a	.37	.53	.49	.45	.43	.45	.66	2.42	
N3	RZ, ZW, ZR, ZN ^a , SC ^a	.40	.46	.49	.40	.39	.41	.63	.60	2.46

Anmerkung: In der Hauptdiagonalen sind die Standardabweichungen eingetragen. Die

Mittelwerte aller inhaltshomogenen Parcel sind 0. Für eine Beschreibung der Aufgaben siehe Jdger et al. (1997).

^a Diese Aufgabenscores gingen jeweils mit dem Gewicht 0,5 in die Bildung der Skalenscores ein.

Tabelle 2

Interkorrelationen der operationshomogenen Parcel

Parcel	Aufsummierte Aufgabenscores	B1	B2	B3	M1	M2	M3	E1	E2	E3	E4	K1	K2	K3	K4	K5
B1	BD, TG, XG	2.15														
B2	OE, UW, SI	.63	2.05													
B3	ZS, KW, RZ	.60	.58	2.08												
M1	FM, ST, ZP	.39	.38	.41	2.15											
M2	OG, WM, ZZ	.35	.33	.30	.52	2.11										
M3	WE, PS, ZW	.37	.36	.37	.57	.49	2.01									
E1	LO, EF, DR	.35	.31	.39	.26	.21	.26	2.22								
E2	ZF, MA, TN	.28	.27	.37	.25	.25	.24	.52	2.01							
E3	OJ, IT, ZG	.30	.25	.34	.22	.24	.22	.51	.46	1.96						
E4	ZK, AM, ZR	.33	.33	.38	.21	.20	.25	.63	.47	.47	2.08					
K1	AN, WA, ZN	.32	.26	.42	.32	.14	.31	.38	.26	.25	.31	2.26				
K2	BG, TM, BR	.32	.29	.45	.37	.18	.33	.39	.30	.30	.34	.60	2.05			
K3	CH, SV, TL	.34	.21	.40	.32	.16	.25	.29	.23	.20	.28	.60	.57	2.10		
K4	FA, WS, RD	.28	.25	.36	.26	.09	.23	.34	.25	.25	.29	.61	.50	.56	2.03	
K5	AW, SC, SL	.33	.28	.40	.31	.15	.27	.34	.23	.23	.30	.64	.54	.54	.53	2.15

Anmerkung: In der Hauptdiagonalen sind die Standardabweichungen eingetragen. Die Mittelwerte aller operationshomogenen Parcel sind 0. Für eine

Beschreibung der Aufgaben siehe Jdger et al. (1997).

Tabelle 3

Gesamtreliauitten Cronbachs Alpha (α) und Koeffizient ρ_Y , Konstruktvaliditten Omega (Ω) sowie gewichtetes Omega (Ω_w) und prozentualer Varianzanteil der allgemeinen kognitiven Fhigkeit an der Gesamtvarianz einer Skala (VA_g -%)

Skala	Gesamtreliauitten		Konstruktreliauitten		VA_g -%
	α	ρ_Y	Ω	Ω_w	
<i>g</i>	.89 ^a	.92/.93 ^b	.81/.75 ^b	.88/.87 ^b	81%/75% ^b
B	.82	.83	.27	.46	56%
M	.77	.77	.41	.54	36%
E	.81	.81	.41	.60	40%
K	.87	.87	.42	.67	45%
F	.79	.79	.21	.35	58%
V	.85	.85	.36	.54	49%
N	.84	.84	.17	.31	67%

Anmerkung: *g*: Allgemeine kognitive Fhigkeit; *B*: Bearbeitungsgeschwindigkeit; *M*:

Merkfhigkeit; *K*: Verarbeitungsgeschwindigkeit; *E*: Einfallsreichtum; *F*: figural-rumliche Fhigkeit; *V*: verbale Fhigkeit; *N*: Numerische Fhigkeit.

^a Bei der Berechnung von Cronbachs Alpha resultierten (auf zwei Nachkommastellen gerundet) identische Werte, unabhngig davon, ob inhalts- oder operationshomogene Parcel verwendet wurden.

^b Der erste Wert basiert auf den Modellparametern von Modell 1, der zweite Wert basiert auf den Modellparametern von Modell 2.