

Rev.: apperzeptiver Situationstest, A-S-T,  
Haupt-Komponenten-Studie als ein  
Beitrag zur klinisch- und sozial-  
psychologischen Forschung und Theorien-  
Bildung

von Kurt-Wilhelm Laufs ©, update 2015-  
03-10, 2016-06-08, ©

*Zusammenfassung:* An einer  
Probandenstichprobe von  $N = 44$  wurde  
die Verlässlichkeit des A-S-T überprüft.  
Externe Validierung von Einschätzungen  
nach den Kriterien Schizoidie (Sc),  
Neurotizismus/Labilität (L),  
Extraversion/Aussengerichtetheit (A)  
zeigten für A-S-T Testbilder 1 bis 9 mit  
projektiv apperzeptierten  
Bewegungsdeutungen eine Produkt-  
Moment-Korrelation von  $r_{tet} \sim .72^{***}$  oder  
Guilford's  $r \sim .50^{***}$  (vel Fisher's  $z' \sim .55$ )  
mit Introversion oder Aussengerichtetheit.  
Vulgärdeutungen und  
Antwortverzögerungen (also nicht  
spontanes Antworten) korrelieren in der  
Durchschnitts-Korrelation mit Sc und L bei  
 $r_{tet} \sim .88^{***}$ , als  $r \sim .69^{***}$ ; ( $\alpha < 0,001$ ), vel  
( $z' \sim .85$ ).

Die Produkt-Moment-Korrelationen der  
Probanden-Einschätzungen mit deren  
apperzeptiv-projizierten Testbildmottos der  
Bewegungs-, Vulgär- und verzögerten  
Deutungen als externe Kreuz-Validität für  
den apperzeptiv-projektiven Teilbereich  
des A-S-T liegen bei  $r_{tet} \sim .80^{***}$  oder  $r \sim$   
 $.60^{***}$ ; ( $\alpha < 0,001$ ) vel ( $z' \sim .69$ ) und

bestätigen auch die Theorie nach  
Hermann Rorschach..

Für die Skalen der Eigenschaftslisten zu  
den Testbildern des Sozialen, des  
Emotionalen und der normativen  
Projektionen zeigt sich eine Produkt-  
Moment-Korrelation  $r_{tet} \sim .84^{***}$ , als  $r \sim$   
 $.64^{***}$ ; ( $\alpha < 0,001$ ), vel ( $z' \sim .76$ ) mit den  
Einschätzungs-Kriterien.

Das theoretische SEN Konzept der AST-  
Skalen kann multivariat mit einer KF-  
Analyse für eine Datenaufklärung von 91%  
( $\alpha < 0,001$ ) für SEN (+++), (++-) und (- - -)  
bestätigt werden. Die Halbierungs-  
Reliabilität für den AST-  
Auswertungsbogen nach SEN liegt bei  $r_{tet} >$   
 $.78^{***}$ , vel  $r \sim .58^{***}$  ( $\alpha < 0,001$  für  $N$   
 $= 20$  mit  $N = 24$  als  $N = 44$ ) vel ( $z' \sim .66$ ),  
die Konsistenz der SEN-Skalen bei  $r_{tet} \sim$   
 $.84^{***}$ , die Gesamtkonsistenz (SEN-Skalen  
mit freier Motto-Erfassung) bei  $r_{tet} >$   
 $.82^{***}$  vel  $r \sim .62^{***}$  vel ( $z' \sim .74$ ).

Es wurde zu den vorangegangenen  
Handrechnungen für die Stichprobe  $N =$   
44 noch eine Faktorenanalyse mit SPSS  
gerechnet, die die rechnerische Validität  
der SEN-Skalen bestätigt (ohne  
Berücksichtigung der projektiven  
Erfassung), wobei 2 Haupt-Komponenten  
F 1 (+++ mit ++-) mit Extraversion,  
Stabilität und sowohl einerseits positiver  
als andererseits auch negativ-normativer  
Projektion und F 2 (---) als labil-introverter  
Autoritarismus negativer Projektionen  
hochsignifikant erscheinen, was wohl auch  
die Relevanz des AST für politische

*Psychologie und Autoritarismus-Forschung zeigt.*

*Die Reliabilität der SEN-Skalen allein (ohne Projektions-Mottos) liegt dabei nach Cronbach bei  $\alpha \sim .964$ .*

Der Nullhypothese, (implizit durch das vorangestellte Wittgenstein-Zitat „Der Sinn ist Unsinn“), also der A-S-T sei „blöd“ (oder: in einem Studentenruf einer Mannheimer Gruppe in den 1990ern die mit dem AST hatte arbeiten wollen, missfiel das Wittgenstein-Zitat) und brächte in seinen Ergebnissen keine Unterschiede, wird *alternativhypothetisch* nachgegangen, nämlich dass der AST im Sinne statistischer Testgüte-Kriterien doch *differentialdiagnostische Ergebnisse liefert* (und die Unsinnns-Annahme widerlegt). An N = 44 Probanden (22 weiblich, 22 männlich, 26 Unter- und Mittelschicht, 18 Mittel- und Oberschicht, vgl. die Unterscheidung bei Bauer, A, 1972: BRSS – bildungsrelevanter Sozialstatus – ZIPD, Frankfurt/Main) werden Ratings nach den Test-Aussenkriterien der Einschätzung durch den Psychologen nach Schizoidie (Sc), Neurotizismus/Labilität (L) und Extraversion/Aussengerichtetheit (A; a.u. m. d. AST Kürzeln nicht durcheinander zu geraten) vorgenommen.

*Apperzeptiv projizierte Mottos zu den Testbildern (TB) in der freien Handhabung des AST zeigen für TB 1, 3, 4, 5 und 9 Bewegungsdeutungen (Bw) und für die TB 2, 7, 6 und 8 Vulgär Deutungen (O-) und verzögerte Spontan-Antworten.*

Tetrachorische Korrelationen geben hier Schmiegekurven - Zusammenhänge beim Cosinus an.

*Die Bewegungsdeutungen korrelieren hochsignifikant,  $r_{tet} \sim .72$  oder  $r \sim .50$ , ( $\alpha < 0,001$ ) mit Introversion oder Innengerichtetheit (was auch das Bw – Interpretations-Konzept bestätigt, das sich bei Hermann Rorschach findet).*

*Vulgär- und Verzögerungsdeutungen korrelieren hochsignifikant mit L und Sc,  $r_{tet} \sim .88$  ( $\alpha < 0,001$ ), was auch das „O-“ Konzept negativer Originalität und Farb-Schock-Konzept (im AST allerdings als Verzögerung bei Schwarz-Weiss-Tafeln) bei Hermann Rorschach bestätigt.*

*Die A-S-T TB (Testbilder) erfassen mit ihren apperzeptiv-projizierten Mottos,  $r_{tet} \sim .82$  oder  $r \sim .61$ ; ( $\alpha < 0,001$ ) als Produkt-Moment-Korrelation im Sinne einer Auskriteriums-Validierung der Konsistenz von Mottos der Probanden und Einschätzungs-Kriterien des Psychologen für Introversion, für Bw gut die Introversions-Skalenseite (S -) der AST-Skalen, deren Durchschnitts-Korrelation (vgl. Tabelle 2) bei  $r_{tet} \sim .81$  oder  $r \sim .61$  ( $\alpha < 0,001$ ) liegt.*

*Analog gilt dies auch für Vulgär- und Verzögerungsdeutungen deren Konsistenz mit L und mit der Durchschnitts-Korrelation der A-S-T Emotionalitäts-Skalenseite, E-, bei  $r_{tet} \sim .65$  oder  $r \sim .45$  ( $\alpha < 0,01$ ) korreliert.*

*Das theoretische SEN-Konzept des AST kann multivariat KF-analytisch bestätigt werden: Für N = 20 „gesunde“ Probanden*

mit 45% bei der S-Skala ( $\alpha < 0,001$ ), mit, 65% bei der E-Skala ( $\alpha < 0,001$ ) und mit 55% bei der N-Skala ( $\alpha < 0,001$ ) für die Konfiguration +++.

Für negativ-normative Projektionen (Autoritarismus) klärt bei einer SEN Konfiguration +- die KFA hochsignifikante 40%, ( $\alpha < 0,001$ ) der untersuchten Daten auf. Für  $N = 20$  liegt die Aufklärungsquote durch die KF-Analyse für  $N = 20$  bei 85%. Die KFA der Teilstichprobe  $N = 24$  mit den Experten-Einschätzungen hinsichtlich Sc, L, A klärt mit der SEN Konfiguration +++ 27% der S-Skala ( $\alpha < 0,001$ ), mit 31% der E-Skala ( $\alpha < 0,001$ ) und mit 27% der N-Skala ( $\alpha < 0,001$ ). Für die E-Skala finden sich bei der Konfiguration - - - in der Labilitätsrichtung 31% ( $\alpha < 0,001$ ) und für die N-Skala mit der Konfiguration ++ -

25% ( $\alpha < 0,05$ ) in negativ-normativer Richtung. Das Mittel liegt für beide Teilstichproben zusammen,  $N = 44$ , für das AST Konstrukt SEN mit der Konfiguration +++ bei 42% gesunder und auffälliger Probanden, für die Konfiguration ++ - 33% und für die Konfiguration - - - 16%, also gesamt erklären die Konfigurationen (++++, +- - und - - -) 91% ( $\alpha < 0,001$ ) der Durchschnitts-Testbeantwortung dieser kleinen  $N = 44$  Stichprobe, die auch schon deswegen nicht über zu interpretieren sei! Eine Tabelle (Tab. 1) zeigt eine Reliabilitätsberechnung für die A-S-T Skalen S, E, N (+++), erfolgt durch Stichprobenhalbierung der  $N = 44$  in  $N = 20$  („Normal-Stichprobe“) und  $N = 24$  (Fallstichprobe) beim Median.

*Tabelle 1: Gesamt  $N = 44$ . Halbierungs-Reliabilität SEN  $\sim r_{tet} \sim .86 \sim .66$ , (bei ganzen Zahlen für Testwerte TW je Dimension S, E, N). Bei  $\sigma r_{tet} \sim .86$ : und Streuung von TW  $\sim 8$  ist gerundeter Standardmessfehler (s) für die Testwerte TW,  $s \sim |-1,5| + 1,5 = 3 \sim \pm 2 \sim 4$ . Geometrisch gelöst nach Guilford, (für  $N = 20$  „Gesunde“ -sup.- mit  $N = 24$  „Fälle“ -inf., bei gesundheitspsychologischem Ansatz). Die 3 S, E, N, Dimensionen können je selbst einen eigenen Faktor oder Konfigurationen bilden. Reliabel erscheinen hier 91% Aufklärung für 3-dimensionales Vorkommen der S, E, N, aus 8 Kombinationen möglicher 3er Konfigurationen als Binär „Faktoren“.*

	Dimensionen	S	E	N
(inf. % $N = 24$ )		27%	31%	27%
(sup. % $N = 20$ )	S 45%	.84***	.82***	.84***
	E 65%	.89***	.88***	.89***
	N 55%	.87***	.86***	.87***

( $r_{tet}$  als geometrische Lösungen); Konsistenz-Koeffizient:  $r_{tet} > .863^{***} \sim$  Kommunalität; entspricht Guilford's  $r \sim .66^{***}$

Tabelle 2: Item-Analyse, tetrachor. Interkorrelationen,  $\sigma r_{tet} \sim .84^{***}$  oder  $r \sim .64^{***}$   
für A-S-T SEN-Items für (N = 44 = 100%).

Die Prozente zeigen die Beträge der Dimensionsrichtungen, so dass für die AST-Skalen gelte:  
S + 01 bis + 03, S - 04 bis - 06, E + 07 bis + 09, E - 10 bis - 12, N + 13 bis + 15, N - 16 bis - 18,  
(geom. Korrelationen nach den Beträgen, Vorzeichensetzung danach):

Item Nr.		01.	02.	03.	04.	05.	06.	07.	08.	09.	10.	11.	12.	13.	14.	15.	16.	17.	18.
	inf. %	75	65	70	25	35	30	75	90	85	25	10	15	95	99	55	5	1	45
lt.Nr.;	sup.%																		
01.	75%	-	.84	.82	-.93	-.90	-.92	.81	.80	.80	-.93	-.96	-.95	.79	.79	.90	-.98	-.99	-.88
02.	65%	.74	-	.74	-.91	-.86	-.88	.74	.70	.70	-.91	-.96	-.95	.70	.69	.77	-.98	-.99	-.82
03.	70%	.76	.79	-	-.92	-.88	-.90	.76	.77	.77	-.92	-.96	-.95	.77	.73	.82	-.98	-.99	-.86
04.	25%	-.40	-.46	-.42	-	.77	.79	-.40	-.28	-.31	.84	.95	.93	-.23	-.20	-.57	.98	.99	.66
05.	35%	-.46	-.52	-.49	.86	-	.82	-.46	-.36	-.40	.86	.95	.93	-.33	-.32	-.61	.98	.99	.69
06.	30%	-.42	-.50	-.44	.86	.77	-	-.42	-.32	-.36	.77	.95	.93	-.29	-.28	-.59	.98	.99	.67
07.	75%	.81	.84	.82	-.93	-.90	-.92	-	.80	.80	-.93	-.96	-.95	.79	.79	.90	-.98	-.99	-.88
08.	90%	.95	.95	.95	-.97	-.97	-.97	.95	-	.95	-.95	-.97	-.96	.93	.93	.95	-.98	-.99	-.95
09.	85%	.91	.92	.91	-.95	-.92	-.92	.91	.91	-	-.95	-.97	-.96	.91	.91	.92	-.98	-.99	-.93
10.	25%	-.40	-.46	-.42	.84	.77	.79	-.40	-.28	-.31	-	.95	.93	-.23	-.20	-.57	.98	.99	.66
11.	10%	-.30	-.40	-.32	.82	.72	.77	-.30	-.14	-.20	.82	-	.92	-.11	-.08	-.50	.98	.99	.61
12.	15%	-.31	-.41	-.33	.82	.72	.77	-.31	-.18	-.22	.82	.95	-	-.15	-.14	-.50	.98	.99	.61
13.	95%	.96	.96	.96	-.97	-.97	-.97	.96	.96	.96	-.97	-.98	-.98	-	.96	.96	-.99	-.99	-.96
14.	99%	.99	.99	.99	-.99	-.99	-.99	.99	.99	.99	-.99	-.99	-.99	-.99	.99	-	.99	-.99	-.99
15.	55%	.62	.68	.64	-.89	-.82	-.86	.62	.56	.60	-.89	-.96	-.95	.55	.54	-	-.98	-.99	-.75
16.	5%	-.22	-.34	-.30	.82	.70	.76	-.22	-.10	-.17	.82	.95	.94	-.08	-.02	-.48	-	.99	.56
17.	1%	-.20	-.33	-.29	.81	.69	.75	-.21	-.09	-.16	.81	.95	.94	-.07	-.01	-.47	.98	-	.55
18.	45%	-.32	-.60	-.57	.87	.79	.83	-.32	-.46	-.48	.87	.96	.95	-.43	-.41	-.66	.98	.99	-

(Konsistenz-Koeffizient  $\sim \sigma$  Kommunalität  $\sim \sigma r_{tet} \sim .84^{***}$ )

Statistische Anmerkungen: Subtrahiert man aus Tab. 2 die Beträge der Korrelationen nahe Null, so bestätigt sich das Kalkül der folgenden Faktorenanalyse. Die Faktorenanalyse zeigt höhere Korrelationen als die Handrechnung, also die Bitte, diese kleine Stichprobe nicht über zu interpretieren. Eine Konfigurationsfrequenz-Analyse binär-dichotomer Daten wurde elaboriert (als e-KFA) angewendet und arbeitet hier bei den 3

S-E-N Dimensionen bei 3-Konfigurationen mit Paarvergleich zur Reliabilitäts-Prüfung der Spalten (1. mit 2., 2. mit 3. und 1. mit 3. Spalte), was bei 4-konfigurativen Spalten mit Bi-Partation zu erledigen ist. Entgegen der Annahme bei Günter Clauß (1976) ist die e-KFA mit ihrer Prozent-Chi-Quadrat Berechnung auch bei kleineren und grösseren Stichproben als von Clauß angenommen praktikabel. Eine Skalierung nach

Prozentskala erfolgt nach dem Anteil der binären Plus und Minus-Richtungen, so dass damit Korrelations-Statistik möglich wird. (Da die KFA lexikalisch ist, vgl. Clauß, G. & al., 1976: Wörterbuch der Psychologie, Leipzig, Köln, 1976, brauchen die KFA-Autoren

hier nicht zitiert zu werden, sowenig wie DUDEN. Die Praktiker-Methode des Autors, eine elaborierte KFA mit Prozent-Verteilung und Spaltenhalbierung zu rechnen, ist allerdings nicht lexikalisch).

Tabelle 3.: Durchschnitts-Korrelationen für A-S-T und die SEN-Skalen (6 Sub-Faktoren):

$r_{tet} > .78^{***}$  für S+;  $r_{tet} > .81^{***}$  für S-;  $r_{tet} \sim .80^{***}$  für die Dimension S des Sozialen (Extrav. Introvers.)  
 $r_{tet} > .886^{***}$  für E+;  $r_{tet} > .898^{***}$  für E-;  $r_{tet} > .89^{***}$  für die Dimension E des Emotionalen (Stabil. Labilität)  
 $r_{tet} > .83^{***}$  für N+;  $r_{tet} > .84^{***}$  für N-;  $r_{tet} > .83^{***}$  für die Dimension N des Normativen (pos.; neg. Wert.)

SEN-Trennschärfe-Koeffizient  $TS \sim \emptyset r_{tet} > .84^{***} \sim \emptyset r \sim .64^{***}$ , niedrigster Wert  $r_{tet} \sim .78^{***} \sim r \sim .58^{***}$

Tabelle 4: Resultate der Validierungs-Studie: A-S-T Gütekriterien:

Den psychologischen Test-Güte-Kriterien zufolge erscheint der A-S-T nicht nur logisch-inhaltlich als objektiv und valide (schon aufgrund des bewährten projektiven Ansatzes seit Hermann Rorschach) auch psychometrisch belegen bei dieser kleinen (nicht über zu interpretierenden) Stichprobe statistische Konsistenz, Reliabilität und Validität die Güte des theoretischen Ansatzes, auch im popperschen Sinne gegen die Nullhypothese. (Vergleiche mit Guilford's r-Transformationen und Fisher's z'-Transformationen, um an den Phantasmus ordinal- und intervall-skaliertes Normal-Verteilung bei diesem ursprünglich eher rangskalierten Ansatz zu erinnern):

Konsistenz für die A-S-T-SEN-Skalen:

$r_{tet} \sim .84^{***}$  vel  $r \sim .64^{***}$  (vel  $z' \sim .76$ )

Konsistenz des A-S-T (SEN und zusätzlich projektive Motto-Erfassung):

$r_{tet} > .82^{***}$  vel  $r \sim .62^{***}$  (vel  $z' \sim .74$ )

Reliabilität als Trennschärfe-Koeffizient für SEN-Skalen des AST:

$r_{tet} > .78^{***}$  vel  $r \sim .58^{***}$  (vel  $z' \sim .66$ )

Externe Validität mit Rorschach für den apperzeptiv-freien Teil des A-S-T:

$r_{tet} \sim .80^{***}$  vel  $r \sim .60^{***}$  (vel  $z' \sim .69$ )

Zusätzlich zu den obigen Handrechnungen wurde mit SPSS (Nie, H. et al., 1973) noch eine Faktorenanalyse der Haupt-Komponenten gerechnet, die die

Validität der 3-konfigurierten SEN-Skalen für die kleine Stichprobe bestätigt, wobei die Reliabilität nach Cronbach  $\alpha = .964$  zeitigt. Für die SEN (+++), (Variable 1), erscheint dabei als

Standard-Abweichung (SA) ein Wert von 7,57188, der mit der Reliabilität  $r \sim .58$  nach Guilford für alle drei Skalen einen *Standard-Messfehler (SM)*  $\sim 4$  der Rohwerte (jeweilige Skalenergebnisse) bestimmt. Für SEN (+++) liegt die SA  $\sim 6,245$  und mit  $r \sim .58$  nach Guilford bei einem SM  $\sim 4$  und für SEN (---) bei SA  $\sim 4,04145$  und mit  $r \sim .58$  bei SM  $\sim 3$ . Für übrige insgesamt 5 von 8 Dreier-Konfigurations-Möglichkeiten (ein Rest

von 9 % der Stichprobe  $N = 44$ ) der SEN-Skalen erscheint bei dieser kleinen Stichprobe ohne psychodiagnostische Erfahrung keine Interpretations-Möglichkeit. Die Korrelations-Matrix (Tabelle 5) bei Anfang der Haupt-Komponenten-Analyse ist bezogen auf die Skalen SEN vergleichbar mit der handgerechneten Tabelle 2 und Abzügen von 1 nahe Null-Korrelationen.

Tabelle 5: Interkorrelations-Matrix der SEN Konfigurationen für  $N = 44$ ;  
(Hauptkomponenten-Analyse), vgl. Tab. 8...10  
(e-KFA Konfigurationen als Variablen für SEN)

	N	%	SEN	(+++)	(++ -)	(- - -)	(übrige)
SEN (+++);	18	42	-	.994	-.610	.381	
SEN (++ -);	15	33	.994	-	.693	.277	
SEN (- - -)	7	16	-.610	-.693	-	.500	
SEN (übrige)	4	9	.381	.277	.500	-	

Kommunalitäten  $\sim 1,000$

Tabelle 6a: Aufgeklärte Gesamt-Varianz 100%, (vgl. 91 % Aufklärung in hand-gerechneter Tabelle 1)

Komponente (F)	Anfangs-Eigenwerte (EW)		Quadrierte F-Ladungen			
	Gesamt (EW)	Varianz %	kumulierte %	Gesamt	Varianz %	
F 1	2,560	63,988 %	63,988 %	2,560	63,988 %	F 1
F 2	1,440	36,012 %	100,000 %	1,440	36,012 %	F 2
$\Sigma$ Aufklärung	4,000	100 %		$\Sigma$ 4,000	100%	

Tabelle 6b: Erklärte Gesamt-Varianz bei Varimax-Rotation (vgl. Tab. 1), (Überprüfung zu 6a)

Komponente	rotierte Summe quadrierter Ladungen		
	EW	Varianz %	Kumulations %
F 1	2,557	63,916 %	63,916 %
F 2	1,443	36,084 %	100,000 %

Tabelle 7a: Komponenten-Matrix; (N = 44); (s. Tab. 5); Tabelle 7b: Rotierte Komponenten-Matrix; (N = 44); s. eKFA, Tab. 1...4

SEN	F 1	F 2	N	F 1	F 2	N	N%	N	N%
(+++)	.976	.220	} 44 ~ 100%	.985	.170	} 40	91	18	42
(++ -)	.994	.111		.998	.061			15	33
(- - -)	-.769	.639		-.736	.677			7	16
(übrige)	.169	.986		.218	.976			4	9
						Σ 44	Σ 100	Σ 44	Σ 100

Tabelle 8: Komponenten-Transformations-Matrix

Die Ergebnisse der handgerechneten Prozent e-KFA, Tab. 1...4 & 9 erscheinen vergleichbar einer Haupt-Komponenten Analyse plus Varimax Kontroll-Rotation, Tab. 5...8.

Komponente	F 1	F 2
F 1	.999	-.051
F 2	.051	.999

*Interpretation:* Die senkrechten Komponenten (Tab. 6...8) laden bei F 1 hoch positiv (EW 2,56) auf den Konfigurationen, hier Sub-Faktoren, F 1.1 S+ E+ N+ und F 1.2 S+ E+ N- und deutlich konträr zu labil-introvertem (neurasthenischem) Autoritarismus F 2 (S- E- N-), was den *Persönlichkeits-Test-Charakter der Komponente F 1 mit F 1.1 und F 1.2 ausmacht, labil-*

*introverteter Autoritarismus lädt eher hoch bei F 2, Subfaktor F 2.1 (---) und bildet deutlich abgegrenzt (von einem hypothetischen F 2.2, übrige, mit dafür N = 4 aus 44 nicht signifikant interpretierbar) zunächst einen eigenen Sub-Faktor. Bei diesem Faktor F 2 ist der Eigenwert rein rechnerisch grösser als Eins (EW > 1,44 > 1 > 0;), was eher für F 2.2 (---) gelte und ist für F 2.2*

(übrige) mit dem kleinen Stichproben-Teil von N = 4 nicht interpretierbar. Kritik und Anregungen von fortschrittlichen Kollegen, die selbst mit grösseren AST Stichproben arbeiten, wollen oder können, sind willkommen!  
*Anmerkung: Bei einer Leib-Seele Einheits-Definition nach I. Kant, ist empirische Apperzeption (so etwas struktural immanent zwischen Transzendentelem und Transzendentem dazwischen Liegendes, wie „zwischen den Zeilen*

lesen“, „projizieren“) kein Gegensatz zu „transzendentaler Apperzeption“ als apriorische Infinit-Approximationen absteigender Unendlichkeiten (auch in der negativen Zahlenreihe), sondern ein Gegensatz zu „transzendentaler Apperzeption“ wäre eher „transzendente Apperzeption“ mit ex posteriorisch antizipatorischer Anmutung zukünftiger Unendlichkeiten, Prognostik, (extrapolativ in aufsteigender Zahlenfolge, vgl. I. Kants Zeitgenossen Leonhard Euler).

Tabelle 9.: Validierungs-Stichprobe für N = 83 (Tab.o.N20+N24 + hier neu N39=N83). (Zentroid Faktorn. L. L. Thurstone's, T).  
 Prozente aus N = 83 ~ 100% bei Skalen S, E, N der Konstrukt (+) & Kontrast (-) Eigenschaften der Eigenschaften-Liste SEN Nr.  
 % (Prozent-Beträge und Korrelationen: Vorzeichen s. äussere Zeilen und Spalten zu geometrischen r tet Lösungen, s. Lienert)

	S	+	-	+	-	+	-	E	+	-	+	-	+	-	N	+	-	+	-	+	-	Bestätigung A-S-T Theorie: (Komponent.Transformatio)	
r tet	%	67	33	67	33	56	44	45	55	78	22	45	55	78	22	78	22	78	22	56	44	$\Sigma m \sim 1 : 3,47 = 0,288$	
		$\Sigma r tet \times m \sim$ Faktor.Ladg.																					
S1 +67	---	.88	.77	.88	.79	.82	.82	.79	.74	.92	.82	.79	.74	.92	.74	.92	.74	.92	.79	.82	.79	.82	- 0,53 (1 - .152) = .848***
S1 - 33	.50	---	.50	.77	.59	.69	.69	.59	.41	.88	.69	.59	.41	.88	.41	.88	.41	.88	.59	.69	.69	.59	~ .628***
S2 +67	.77	.88	---	.88	.79	.82	.82	.79	.74	.92	.82	.79	.74	.92	.74	.92	.74	.92	.79	.82	.79	.82	- 0,53 (1 - .152) = .848***
S2 - 33	.50	.77	.50	---	.59	.69	.69	.59	.41	.88	.69	.59	.41	.88	.41	.88	.41	.88	.59	.69	.69	.59	2,18 ~ .628***
S3 +56	.69	.83	.69	.83	---	.79	.79	.71	.64	.90	.70	.71	.64	.90	.64	.90	.64	.90	.71	.70	.70	.71	- 0,77 (1 - .222) = .778***
S3 - 44	.59	.79	.59	.79	.66	---	.71	.66	.50	.89	.71	.66	.50	.89	.50	.89	.50	.89	.66	.71	.66	.71	1,86 ~ .535**
E1 +45	.59	.79	.59	.79	.66	.71	---	.66	.50	.89	.71	.66	.50	.89	.50	.89	.50	.89	.66	.71	.66	.71	- 2,28 (1 - .343) = .657***
E1 - 55	.69	.83	.69	.83	.71	.79	.79	---	.64	.90	.70	.71	.64	.90	.64	.90	.64	.90	.71	.70	.70	.71	1,35 ~ .389
E2 +78	.86	.93	.86	.93	.89	.90	.90	.89	---	.94	.90	.89	.94	.90	.86	.94	.86	.94	.89	.90	.90	.89	- 0,24 (1 - .069) = .931***
E2 - 22	.42	.74	.42	.74	.51	.66	.66	.51	.33	---	.66	.51	.33	---	.33	.87	.33	.87	.51	.66	.66	.51	2,39 ~ .688***
E3 +45	.59	.79	.59	.79	.66	.71	.71	.66	.50	.89	---	.66	.50	.89	.50	.89	.50	.89	.66	.71	.66	.71	- 2,28 (1 - .343) = .657***
E3 - 55	.69	.83	.69	.83	.71	.79	.79	.71	.64	.90	.70	---	.64	.90	.64	.90	.64	.90	.71	.70	.70	.71	1,35 ~ .389
N1 +78	.86	.93	.86	.93	.89	.90	.90	.89	.86	.94	.90	.89	---	.94	.86	.94	.86	.94	.89	.90	.90	.89	- 0,24 (1 - .069) = .931***
N1 - 22	.42	.74	.42	.74	.51	.66	.66	.51	.33	.87	.66	.51	.33	---	.33	.87	.33	.87	.51	.66	.66	.51	2,39 ~ .688***
N2 +78	.86	.93	.86	.93	.89	.90	.90	.89	.86	.94	.90	.89	.86	.94	---	.94	.86	.94	.89	.90	.90	.89	- 0,24 (1 - .069) = .931***
N2 - 22	.42	.74	.42	.74	.51	.66	.66	.51	.33	.87	.66	.51	.33	.87	.33	---	.33	.87	.51	.66	.66	.51	2,39 ~ .688***
N3 +56	.69	.83	.69	.83	.71	.79	.79	.71	.64	.90	.70	.71	.64	.90	.64	.90	.64	.90	.71	.70	.70	.71	- 0,77 (1 - .222) = .778***
N3 - 44	.59	.79	.59	.79	.66	.71	.71	.66	.50	.89	.71	.66	.50	.89	.50	.89	.50	.89	.66	.71	.66	.71	1,86 ~ .535***
$\Sigma\Sigma - \Sigma$ Spltn	2,09	2,09	1,83	1,27	2,39	1,27	2,39	2,39	1,83	$\Sigma$ ; 12,1 = T (Thurstone)													
$\Sigma$ -"	-0,56	-0,56	-0,69	-1,25	-0,16	-1,25	-0,16	-0,16	-0,69	$\Sigma$ ; $\Sigma Z$ ; Sp; x 0,288													
Ladungen	.602***	.602***	.527**	.366	.688***	.366	.688***	.688***	.688***	.527**													
- "- 1)	-.161	-.161	-.199	-.360	-.046	-.360	-.046	-.046	-.199														
Transform.	.839***	.839***	.801***	.640***	.954***	.640***	.954***	.954***	.801***														

Reliabilitäts Schätzung aus oberer Diagonale als Konsistenz-Koeffizient: r tet ~ .704\*\*\* ~ Guilford's r ~ .50\*\*\*.

Nebenrechnung: T ~  $\Sigma\Sigma \sim 12,1$  ; 1/ Radix T ~ 1 : 3,47 = 0,288. Diagonale Kommunalitäten; r tan ~ 1.

(Gerechnet nach Lienert, G. A., 1961 usw.)



*Literatur-Angaben:*

- Attneave, F., 1969: Informations-Theorie in der Psychologie. Deutsch: Verlag Hans Huber, Bern, Stuttgart, Wien, 1971 .
- Clauß, G., 1976: „Konfigurationsfrequenzanalyse“, in: Wörterbuch der Psychologie, VEB-Verlag „Enzyklopädie“, Leipzig, 1976, Pahl-Rugenstein-Verlag, Köln. 1976.
- Lienert, G.A., 1970: Testaufbau und Testanalyse. Beltz, Weinheim.
- Laufs, K.-W., 1975...2014: Algorhythmus der elaborierten Konfigurations-Frequenzanalyse, e-KFA; z.B. WEB kurt-wilhelm-laufs.de, Fenster „Komplex-Analse“ usw. a. Fenster;
- Laufs, K.-W., 1990: Der apperzeptive Situations-Test, A-S-T. Ein Beitrag zur psychoanalytischen Theorien-Bildung. VLESS-Verlag, Ebersberg. (Testzentrale des BDP, Hogrefe, Göttingen).
- Lienert, G.A., 1961: Testaufbau und Testanalyse. Beltz, Weinheim, 1969.
- Nie, N. H. et al. 1973: Statistic Package Social Sciences (SPSS)., McGrawHill, N.Y.
- Rorschach, H., 1921: Psychodiagnostik. Methode und Ergebnisse eines wahrnehmungsdiagnostischen Experiments. Herausgegeben von: W. Morgenthaler. Verlag Hans Huber, Bern, Stuttgart, Wien, 1972, 9. Auflage.
- Überla, K., 1971: Faktoren-Analyse. Springer, Berlin...,
- Zulliger, H., 1954: Der Zulliger-Tafel-Test. - („Z-Test“) -. Ein Rorschach-Verfahren mit 3 Tafeln für individuelle psychologische Untersuchungen. Verlag Hans Huber, Bern, Stuttgart, Wien, 1977, 4. Auflage.

*Summary: Factor analysis on Laufs' K.-W. projective A-S-T (apperceptive situation test), N = 44, shows two main factors after  $9 \times 9 \times 2 = 162$  items in 3 SEN scales, 6 items each scale, to 9 testing plates (grid-technics, alternatively: social as introvert/extravert, emotional as stable/unstable, normative as positive/negative to be marked on an SEN adjective stencil to picture plates as projections), one in personality and one in authoritarianism (fascistoidy). Rating coefficient of AST projective mottos on testing picture plates with AST's SEN scales to cross validation compared with Rorschach, show a reliability coefficient after Guilford's  $r \sim .64$  ( $\alpha < 0,001$ ). SEN scales' selectivities coefficient (with projective modus) show  $r \sim .64^{***}$ , reliability (N = 44) after Cronbach's  $\alpha \sim .964^{***}$  (without projective modus and Ro comparison). Reliability together with different sample (N = 44 plus N = 83), Guilford's  $r \sim .55^{***}$ . Methods follow classical testing theory: SEN scales appear objectively, reliably, and validly, and can economically been applied to groups by screen or dia-photo performance of testing plates in groups, yet not to over interpret for that here small sample of N = 44 with N = 83. A-S-T, factorial test standards at N = 127, scales  $1/3^{\text{rd}}$  S+E+N+, (middle range, SI):  $1/3^{\text{rd}}$  S±E±N±,  $1/3^{\text{rd}}$  S-E-N-. (Click for attachments, please).*

*Terms: Der apperzeptive Situations Test, A-S-T, since and here and now deductive theory post Kant and Popper, clinical psychology, social psychology, engineering psychology, philosophy, objectivations in projective psychological testing, grid technics, grid technics to apperception, testing picture plates, personality scales, authoritarianism, classical testing theory, objectively, reliably, validly (contents' & logical validity, cross validity to Ro, factorial validity), economically appropriate.*

\*\*\*

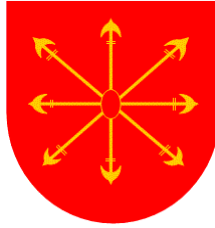
Der AST ist nach Wissen des Verfassers über Bibliotheken-Fernleihe z.B. der Universitäten Bremen, Budapest, Saarbrücken u.a. ausleihbar.

Autor und Copyright: DP Kurt-Wilhelm Laufs, ©, Philosoph cum facultate docendi, Dipl.-Psych., Privat-Gelehrter. (phil. Fak. & min. med Fak.), ev. KiR i.R., (Mönchengladbach, 1982), 19.8.2005, updates: 27.1.2007©, 2007-06-16, 2011-03-08, 2012-10-29, 2012-11-11, update 2014-05-24, 2014-05-25, 2014-05-27, 2014-05-28, 2014-06-01, 2014-06-02, 2014-06-03, 2014-06-04, update 2015-03-09, 2015-03-10, 2015-03-11, 2016-06-08, 2016-06-09, korr. 2016-06-10, ©.

Selbst geschrieben gerechnet und gezeichnet, der Verfasser. Self written, calculated, and drawn. The author.

Bitte keine e-mails!

No e-mails, please!



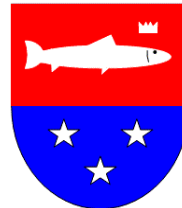
CLEVE (Lilienhaspel)



Theoderich Comes Lofsensis vel Diderik Luif, 13. Jh.  
Thierry de Sarrebrück



BRÜCKER-KÖNIGSBERG



LAUFS-MONTEZUMA (CHOCOYOTSIN)  
CLEVE-RAVENSTIJN-LOFSENSIS-BLOIS-PLANTAGENET  
SARREBRÜCK-COMMERCY-MONTS  
etc.etc.etc...

Vor Misbrauch bei der Psychodiagnostik mit Hilfe des AST sei hiermit gewarnt: Der AST ersetzt keine eigenständige Diagnose mit Exploration, Anamnese, Verhaltens-Beschreibungen auf konkreter Verlaufs-Ebene und Test-Batterie, wie manche Typen- und Eigenschaften-Theoretiker (z.B. in der Sozialarbeit oder mit biologismischer Anlage-Zentrierung in Hundezüchter-Manier) ohne Berücksichtigung der Umwelt-Problematik mit Prägung und Entwicklung der Person dies offensichtlich immer noch zu veranstalten trachten und z.B. das hat er/sie aber 2 x gesagt (was im einfachen  $\chi^2$  als hochsignifikant selten erscheint) ohne Gründe, Umstände, Ziele zu explorieren, diagnostisch d'rauf los projizieren und lieber auf Gerüchte-Verbreiter hören, die ihnen „weniger gefährlich“ erscheinen, als irgendwelche von diesen metamorphistisch als „Kampf-Hunde“ ausgeguckten Personen, wie: „der/die sieht aber so aus“, dann ist der Schritt zur rassistischen Verbrecher-Physiognomien Diagnostik nach Leopold Szondi nicht mehr weit.

Benutzen Sie lieber die „continuous form“ oder Verlaufs-Form, auch iüd- und mittel-deutschen Dialekten!

*What is he/she doing. Making? (UK).*

*Wat is dān/die dan aan't duun, aan' maken? (Platt).*

*Wat is hij/zij dan aan het doen, aan het maken? (ABN).*

*(In auf Platt und Niederländisch grammatisch völlig korrekter Verlaufs-Form/Gerundium):*

*Was ist der denn am Tun, am Machen?:*

*Vergleiche auch: Laufs, K.-W.: „Kulturpsychologie in deduktiver Phänomenologie und historischer Stammtafel-Forschung“,*

*WEB-site (update der E. Hop Bearbeitung)*

Kultur-psychologisch zentriert z.B. obiges Clip-Design by Kurt-Wilhelm Laufs, ©,

*Anmerkungen: Dem bayerischen Verlags-Manager und Lektor, und einem damaligen Gutachter, Fach-Kollegen, ist der Autor eher dankbar für deren Bemühungen um das A-S-T-Manuskript aus 1982/1983, erschienen 1990 mit vereinfachter Fortlassung von Schablonen-Auswertungen (Manuskript S. 89ff von 1983) für die „Eigenschaften-Liste“. Die 26 Konfigurations-Typen (hypothetische Faktoren, auf S. 33 des A-S-T-Konfigurations-Schema 2, loc. cit.) erscheinen mit einem Faktor als „Null“-Zentrum, (Null-Hypothese), womit eben für die Prüfung der Konfigurationen oder hypothetischen Faktoren eben als 27. „Null-Faktor“ implizit die „Null-Hypothese“ dabei ist. Das Null-Problem stellt sich auch nicht für den einzelnen Probanden, der binär ankreuzt, sondern erst bei auswertenden Verrechnungen. Für Korrelationen umgeht dies der Verfasser in Zweifels-Fällen mit der für 3er Konfigurationen 8-kombinatorischen Prozente e-KFA bei 2 Freiheits-Graden und geometrischen Lösungen mit Nomogramm, wobei die signifikanten Konfigurationen danach als Variable rotiert werden können. Die Probleme der klassischen Faktoren-Analysen (FA) beginnen bereits mit der Skalierung und haben ihre Kommunalitäten-, Rotations- und Interpretations-Probleme. Selbst-Kritik: Also, kurz: Der A-S-T mit der „Eigenschaften-Liste“ ist praktisch o.k. (altes Manuskript, 1983, S. 89, Publikation, 1990, S. 63). Das Testformular „Mittelwerts-Profil über die Test-Gesamtheit“ (a. M. S. 1983, S. 97, Publ. 1990, S. 65) ist für Anwender zugegebener Massen dann schwierig zu verstehen, wenn Anwender-Versuche tun, ohne das A-S-T-Manual vorher gründlich gelesen und verstanden zu haben. Mit binären „Konstrukten“ und „Kontrasten“ der Eigenschaften-Liste (S-E-N-Skalen) sind angelegt 3 SEN-Skalen mit 2 Richtungen x 3 Eigenschaften je Skala mit Einschätzen von 9 Testbildern in oder in negativer positiver Eigenschaften-Richtung. 2 Richtungen bei  $9 \times 9 = 81$  Zuordnungs-Items aus 162 Item-Paaren zu den Test-Bildern pro Person und Test-Durchführung (ohne projektives Motto je Bild), woraus sich die Test-Rohwerte (A-S-T, 1990, S. 51) aus dem alternativen Ankreuzen der 162 Eigenschaften-Möglichkeiten ergeben.*

*Wenn sich der „Eigen-Wert“ (als Signifikanzschwelle  $EW > 1$ ) fuzzy-logisch in Tantiemen zeigt, trifft den A-S-T Autor ab 1996 eine Einstellung der Verlags-Tantiemen „aufgrund hoher Lager-Haltungs-Kosten“, was vielleicht auch zu der Zeit (1996) Titelführung sensu Art. 5 GG betrifft, als hätte die NRW-Verfassung bayerische oder pfälzerische Titel-Führungs-Beschränkungen und keine eigene Verfassung und insgesamt nicht das Grundgesetz für die Bundes-Republik-Deutschland, (von einem berufungs-instanzlichen Freispruch hatte die Presse seinerzeit nicht berichtet, wohl von der Vor-Verurteilung, in welcher Pressenotiz der Verfasser durch Zitieren seines Atelier Schildes kenntlich war). Der Verfasser hatte 1972 ein Gelöbnis auf die Landes-Verfassung NRW und Grundgesetz für die Bundesrepublik Deutschland abgelegt (aber nicht auf den Militarismus und war zwischen 1972 und 1977 nach Frankreich ausgewandert gewesen). Da der Verfasser nach wie vor als Pazifist keine Beziehungen zur Bundeswehr unterhält, erklärt dies auch die kleine Stichprobe von  $N = 127$ , die wohl im Rahmen von Soldaten-Unterricht grösser hätte ausfallen können. (Der Titel-Führungs-Fimmel betrifft Freiheits-Rechte und auch die in Deutschland grassierende nipponesisch anmutende neue deutsche Zitierwut: es ist nicht üblich, Nachschlagwerke, Lexika, Lehrbücher oder Zeitungs-Artikel zu zitieren).*

*Wer noch weiter üble Nachrede auch im Zusammenhange von Personen-Verwechselungen verarbeitet, muss sich nicht wundern, wenn dies auf ihn/sie zurückfällt. Der Autor warnt davor, ihm wegen eines (gelegentlich im Karneval getragenen) in Mexico aztekisch gefertigten Seeadler-Ponchos den Faschisten hinterher zu tratschen oder das engl. Wort „theorist“ mit niederländisch falsch ausgesprochenem „th“.*

*As internet in De provides under AST by surching machine airo & space cartoons, there should be added for search after AST with German article “Der Apperzeptive Situations Test”, whereas under “Apperzeptiver Situations Test” there are provided some lazy definitions: when AST had been almost ready in 1981/82 and published about 1990/91, there did not appear Ingenkamp et al. AST 2...3 etc. in 1991, yet Laufs’ AST in testing catalogus of Hogrefe testing center, Göttingen, show Ingenkamp’s AST 2...3 years later, and not AST as apperception test, yet Ingenkamp’s “allgemeiner Schul-Leistungs-Test”, thus rather an ASLT... Without  $N = 44$  validation, the Laufs’ AST exists since 1982, as VLESS publication since 1990. Since 1996 no tantiemes income to the author. K.-W. Laufs (al. Kurt W. Laufs Graf von Kleve, the stripe between Kurt and Wilhelm could be mingled with that hawaiian cifer 1 for Willi E, is doing scientific research on his own sake), who is not identical to the physiognomically similar ZDF Turkey correspondent, “Stephan Hallmann”, 2<sup>nd</sup> German t.v. chain, neither hasn’t Kurt-Wilhelm Laufs ever been member to “Deutsche Gesellschaft für Luft und Raumfahrt” (German airo and space society, Hamburg), [Obviously Hallmann (and obviously by grace of West German Chancellour’s or President’s MAD chaos) appeared on a black and white photograph at weekly paper “Wismarer Blitz”, Aug. 18<sup>th</sup>, 2013, as “madsen”, (AST’s SEN-scales are not MAD) while Hallmann accompanied by 3 other boys in a car; c.f. also in window “Stammtafel-Forschung”, genealogical research]. What did that mean, when author had been asked to come along to Moers police department for a standard foto-picture about 1993, when mistaken for a Düsseldorf bank robber by description? What did that mean to label a tape registered jam session, during winter-sports, 1973/74, probably a robbery label by a by author not confirmed label “Käpt’n Schrottplatz” and a photo-picture with personally unknown figures on it and probably a Hallmann physiognomy behind piano key-board on it? That LP cover had been shown to the author about late 1980ies by a peace mate, who insisted that obvious double to be the psychological author, and wouldn’t believe not. Research in author’s own sake is going on...]*