

Zur Validität der deutschen Form des 16 PF Faktorielle Validität und Beziehungen zum FPI

Günter Krampen

Verschiedene Aspekte der Reliabilität und Validität der neuen deutschsprachigen normierten Form des „16-Persönlichkeits-Faktoren-Tests (16 PF)“ von Schneewind, Schröder & Cattell, wurden in einer Stichprobe von 90 Erwachsenen überprüft. Die Personen bearbeiteten neben dem 16 PF die Form A des Freiburger Persönlichkeitsinventars (FPI). Die Ergebnisse bestätigen die Testhalbierungsreliabilität und faktorielle Validität des 16 PF für Forschungszwecke recht gut. Seine Primärskalen weisen deutliche Interdependenzen zu denen des FPI auf (konvergente Validität). Es zeigt sich aber, daß der 16 PF bei der Beschreibung der Persönlichkeit inhaltlich über das FPI hinausgeht. Argumente für den Einsatz der beiden konkurrierenden Fragebogen werden diskutiert.

Some aspects of reliability and validity of a new German version of the „Sixteen Personality Factor Questionnaire (16 PF)“ were studied in a sample of 90 German adults. The subjects responded to the 16 PF and another broad-band personality questionnaire, the "Freiburger Persönlichkeitsinventar" (FPI), which consists of nine primary and three secondary scales. Results confirm split-half-reliability and factorial validity of the 16 PF-scales for research. 16 PF-scales are clearly related to the scales of the FPI (convergent validity analysed with canonical correlations), but the results showed also, that – with regard to the content of personality description – the 16 PF surpasses the FPI. Arguments for the application of the two competitive questionnaires are discussed.

Vor mehr als einer Dekade gab es zahlreiche Versuche, den „Sixteen Personality Factor Questionnaire (16 PF)“ von Cattell, Eber & Tatsouka (1970 bzw. frühere Versionen) – einen der verbreitetsten, in der faktorenanalytischen Tradition stehenden Persönlichkeitsfragebogen – für den deutschsprachigen Bereich zu adaptieren (siehe etwa Cattell & Nesselroade 1965, Timm 1968, Greif 1970, Bartussek, Weise & Heinze 1972). Schwächen in den teststatistischen Kennwerten und in der faktoriellen Validität (siehe Fürntratt 1966, Timm 1968, Greif 1970, Bartussek et al. 1972) in der Mehrzahl der Arbeiten führten dazu, daß diese Bemühungen um eine deutsche Experimentalversion des 16 PF nachließen (siehe aber Conrad, Mohr & Seydel 1980). Unlängst haben nun Schneewind, Schröder & Cattell (1983) eine gründlich überarbeitete, teststatistisch soweit recht gut abgesicherte und – dies ist die wesentlichste Neuerung – erstmalig in einer für die Bundesrepublik Deutschland repräsentativen Stichprobe Erwachsener normierte Form des 16 PF vorgelegt. Defizite dieses neuen deutschen 16 PF beziehen sich bislang auf kreuzanalytische Befunde und insbesondere auf die Absicherung seiner Validität (siehe Barkowski 1984, Jäger 1984), die bislang nur unter faktorieller Perspektive (mit einem konfirmatorischen Verfahren der Zielrotation) empirisch geprüft wurde (Schneewind et al. 1983). Die vorliegende Arbeit soll mithelfen, diese Defizite zu beseitigen, wobei der Schwerpunkt weniger (aber auch) auf der Prüfung der Reliabilität und faktoriellen Validität des 16 PF in einer

anderen Stichprobe liegen soll als auf der Analyse seiner Interdependenzen zu einem alternativen, in der Bundesrepublik auch in der Einzeldiagnostik weit verbreiteten Instrument, dem Freiburger Persönlichkeitsinventar (FPI) von Fahrenberg, Selg & Hampel (1973²).

Beide Instrumente (16 PF und FPI) stehen in der Tradition faktorenanalytischer Persönlichkeitsforschung und zielen auf eine möglichst umfassende Beschreibung der Persönlichkeit über eine größere Zahl von Primärdimensionen sowie eine kleinere von (von den ersteren abhängigen) Sekundärdimensionen ab. Während sich die Verfahren sowohl in der Anzahl dieser Dimensionen (16 versus 9 Primär- und 5 versus 3 Sekundärdimensionen) als auch im Antwortformat (dichotom beim FPI versus trichotom beim 16 PF) inhaltlich und methodisch unterscheiden, führten methodenkritische Untersuchungen zu recht ähnlichen Bedenken. Sowohl am FPI (vgl. etwa Kö-nig & Schmidt 1982, Hesener & Hilse 1983) als auch an den früheren Experimentalversionen des 16 PF (vgl. etwa FÜRntratt 1966, Timm 1968, Greif 1970, Bartussek et al. 1972, Conrad et al. 1980) wird vor allem die mangelnde Stabilität teststatistischer Kennwerte in verschiedenen Stichproben und die unzureichende Reproduzierbarkeit faktorenanalytischer Befunde kritisiert. Dabei spielt für den 16 PF augenscheinlich die Art der faktoriellen Überprüfung (explorativ mit einem Standardvorgehen versus konfirmatorisch mit Zielrotation) eine entscheidende Rolle (vgl. Timm 1968, Bartussek et al. 1972, Conrad et al. 1980, Schneewind et al. 1983). Hinzu treten grundsätzliche Kritikpunkte an faktorenanalytisch orientierter Forschung allgemein und an primär dimensionsanalytisch und kriterien-orientierter (weniger inhaltlich orientierter) Skalenkonstruktion (vgl. etwa Seitz 1977, Krampen 1981), die für beide Instrumente gelten, hier jedoch nicht im Zentrum des Interesses stehen.

Für den Anwender stellt sich die Frage nach den Gemeinsamkeiten und Unterschieden von 16 PF und FPI. Kriterien für den Einsatz der konkurrierenden Verfahren müssen entwickelt werden (ihr theoretischer Hintergrund wirft dafür nur wenig ab; siehe hierzu Jäger 1984), da ihr simultaner Einsatz – ohne dringliche Notwendigkeit – wegen des relativ hohen Umfangs eines jeden wenig sinnvoll erscheint. Für eine frühere deutsche Experimentalversion des 16 PF, die von der neuen normierten Form (Schneewind et al. 1983) zu unterscheiden ist, liegen einige Befunde zu ihren Interdependenzen mit dem FPI (sowie MMPI und Gießen-Test, GT) vor (siehe Hobi & Klär 1973, Hobi 1983, Hobi & Gerhard 1983). Faktoren- und clusteranalytisch kommen die Autoren zu Ergebnissen, die – vereinfacht – als Plädoyer für das FPI bezeichnet werden können, da seine Primärskalen mit nahezu allen Primärskalen der 16 PF-Experimentalversion hohe Ladungen auf einzelnen Faktoren aufweisen. Analoge Analysen sollen in der vorliegenden Arbeit für die normierte Variante des 16 PF und der Form A des FPI (Zufallsauswahl) durchgeführt werden, wobei ein alternatives statistisches Verfahren – die kanonische Korrelationsanalyse – zum Einsatz kommt, durch die Interdependenzen zweier Variablenätze klarer nachgewiesen und besser interpretiert werden können. In Form einer Zusatzfrage soll dabei der Skala „Maskulinität“ (Sekundärskala M) des FPI besonderes Augenmerk geschenkt

werden, da neuere Befunde auf die Problematik ihrer Benennung verweisen. Günther (1982) und Hansmann (1982) vermuten, daß sie eher als eine Dimension „psychischer Gesundheit“ aufzufassen ist, und daß ihre aktuelle Bezeichnung daher sexistisch und irreführend sei.

Fragestellungen der Untersuchung sind somit: (1.) Über welche Reliabilitätskennwerte und faktorielle Struktur verfügen die Primärskalen des neuen 16 PF? (2.) Wie stark und welcher Art sind die Beziehungen zwischen den Primärskalen von 16 PF und FPI? Zusatzfrage (2a): Weisen die Korrelate der Skala „Maskulinität“ des FPI darauf, daß es sich um eine Dimension der psychischen Gesundheit handeln könnte?

Methode

Im Rahmen einer umfangreicheren persönlichkeitsdiagnostischen Untersuchung wurden die Form A des FPI (Fahrenberg et al. 1973²) und der 16 PF (Schneewind et al. 1983) von 90 deutschen Erwachsenen bearbeitet. Es erfolgte keine Honorierung, die Teilnahme war freiwillig und anonym. Die Informanden wurden über postalische Anfragen (unter Beilage des Fragebogens und eines adressierten sowie frankierten Rücksendekuvverts) gewonnen (Rücklauf nach zwei Wochen: 80,4%). Das Alter der Befragten betrug zum Erhebungszeitpunkt im Durchschnitt $\bar{x} = 32.4$ ($s = 13.37$) Jahre; es beteiligten sich 43 Frauen und 47 Männer. Die Angaben zum Schulabschluß und zum Beruf verweisen darauf, daß es sich vor allem um Personen mit höherer Bildung (vor allem Mittlere Reife und Abitur) handelt, die angestellt oder beamtet sind. Die Mittelwerte der FPI- und 16 PF-Skalen liegen nach den geschlechtsspezifischen Normangaben im durchschnittlichen Bereich.

Ergebnisse

Zunächst wurden Itemanalysen für die Primärskalen des 16 PF berechnet. Die u.a. resultierenden Koeffizienten für die Testhalbierungsreliabilität (nach Spearman-Brown; „odd-even method“) liegen etwas niedriger als die Angaben zur internen Konsistenz bei Schneewind et al. (1983), genügen aber den teststatistischen Anforderungen für die Beurteilung von Gruppendifferenzen. Ihr durchschnittlicher Wert beträgt $r_{tt} = .76$ (zu den Einzelwerten siehe letzte Spalte in Tabelle 1), was den Anforderungen für die Einzeldiagnostik zwar nahekommt, aber nicht ganz entspricht. Auf die Itemkennwerte soll hier nicht eingegangen werden, da sich ihr Niveau in den Reliabilitätswerten niederschlägt. Angemerkt sei lediglich, daß kein Item des 16 PF über einen extremen Schwierigkeitsindex ($.09 \leq p_i \leq .81$) verfügt, was „Schwierigkeitsfaktoren“ in Dimensionsanalysen unwahrscheinlich macht.

Die Primärskalenwerte des 16 PF wurden sodann einer Hauptachsen-Faktorenanalyse (mit R^2 als Startkommunalitäten und Varimax-Rotation) unterzogen, einer explorativen Methode, die am ehesten dem faktorenanalytischen Standardvorgehen entspricht. Nach dem Kriterium des Eigenwertverlaufs ergab sich eine 5-faktorielle

Tabelle 1: Faktormatrix der 16 PF-Primärskalenwerte^a (N = 90)

16 PF-Skalen (Primärskala)	Faktor					h ²	r _{tt} ^b
	I	II	III	IV	V		
A: Kontaktor.	-03	-01	03	-17	66	46	.82
B: Abstr. Denk.	55	02	-29	20	-04	42	.73
C: Em. Widerst.	00	-62	-01	-10	07	40	.85
E: Selbstbeh.	05	-13	89	10	01	82	.78
F: Begeist.	18	-06	36	-65	23	64	.69
G: Pflichtbew.	-64	20	17	20	21	57	.74
H: Selbstsich.	-06	-40	50	-17	51	70	.81
I: Sensibil.	35	28	-14	-16	16	28	.76
L: Skept. Halt.	-02	22	24	-02	04	11	.81
M: Unkonvent.	72	09	18	02	09	57	.69
N: Überlegth.	-60	08	-17	28	26	55	.79
O: Besorgth.	-23	82	-11	-14	-18	79	.76
Q ₁ : Veränder.	71	-10	22	08	26	63	.65
Q ₂ : Eigenst.	-07	-07	21	71	-12	58	.80
Q ₃ : Selbstkont.	-57	-26	19	20	18	50	.74
Q ₄ : Innere Gesp.	18	70	-05	-03	07	53	.72
Eigenwert (e _{ij})	3,3	2,9	1,9	1,5	1,1		
rel. Varianz (%)	33,1	29,3	17,0	13,0	7,7		

^aDie Markiertvariablen der Primärskalen für die Sekundärfaktoren nach Schneewind et al. (1983, p. 35ff.) sind kursiv gedruckt.

^bTesthalbierungskoeffizienten der Skalen (nach Spearman-Brown).

Lösung, durch die 66.9% der Gesamtvarianz aufgeklärt werden (siehe Tabelle 1). Die ersten drei Faktoren sind relativ klar durch die Indikatoren (Primärfaktoren) der Sekundärskalen Q_i (geringe versus hohe Normgebundenheit), Q_{ii} (geringe versus hohe Belastbarkeit) und Q_{iii} (geringe versus hohe Unabhängigkeit) markiert. Die Faktoren IV (Q_v: geringe versus hohe Kontaktbereitschaft) und V (Q_{iv}: geringe versus hohe Entschlußbereitschaft) sind in der Reihenfolge nicht nur vertauscht, sondern entsprechen auch in den Faktorladungen weniger den Sekundärfaktoren des 16 PF wie sie von Schneewind et al. (1983) in verschiedenen Datensätzen mit einem konfirmatorischen Vorgehen ermittelt werden konnten. Eine „Verarmung“ in der faktoriellen Struktur der deutschen 16 PF-Form (wie bei seinen Experimentalformen; siehe Timm 1968, Greif 1970, Bartussek et al. 1972) deutet sich somit an, sollte aber bei Beachtung der Stichprobenbeschränkungen in der vorliegenden Studie nicht überschätzt werden. Zudem müssen die Unterschiede zwischen explorativer und konfirmatorischer Datenanalyse bedacht werden. Ergänzend sei darauf verwiesen, daß sich für den Vergleich der Faktormatrizen aus der vorliegenden Arbeit und aus Schneewind et al. (1983, Tabelle 5) Ähnlichkeitskoeffizienten von R = .91 (Männer) bzw. R = .93 (Frauen) ergeben haben. Mit Nesselroade & Baltes (1970) ist zwar vor der Überschätzung solcher Ähnlichkeitskoeffizienten zu warnen,

im Zusammenhang mit dem inspektiven Vergleich der Ladungsmuster (siehe Tabelle 1) sind sie aber ein Hinweis darauf, daß die faktorielle Validität des neuen 16 PF insgesamt gesehen als recht gut bestätigt betrachtet werden kann.

Die Interdependenzanalyse der FPI- und 16 PF-Primärskalen führte zu einer Vielzahl statistisch bedeutsamer Einzelkorrelationen (70 der insgesamt $9 \times 16 = 144$ berechneten Koeffizienten sind bei $p < .05$ signifikant), die zum großen Teil durch ihren numerischen Wert als essentiell und in ihrer großen Zahl als überzufällig bewertet werden müssen. Exemplarisch seien die folgenden, die konvergente Validität der 16 PF-Skalen bestätigenden Einzelkorrelationen genannt: (1) 16 PF-Skala C (emotionale Widerstandsfähigkeit) / FPI-Skala 3 (Depressivität): $r = -.52$; (2) 16 PF-Skala E (Selbstbehauptung) / FPI-Skala 8 (Gehemmtheit): $r = -.46$; (3) 16 PF-Skala F (Begeisterungsfähigkeit) / FPI-Skala 5 (Geselligkeit): $r = .56$; (4) 16 PF-Skala H (Selbstsicherheit) / FPI-Skala 8 (Gehemmtheit): $r = -.68$; (5) 16 PF-Skala O (Besorgtheit) / FPI-Skala 1 (Nervosität) bzw. FPI-Skala 3 (Depressivität): $r = .52$ bzw. $r = .64$; (6) 16 PF-Skala Q₃ (Selbstkontrolle) / FPI-Skala 2 (Aggressivität) bzw. FPI-Skala 6 (Gelassenheit): $r = -.46$ bzw. $r = .52$; (7) 16 PF-Skala Q₄ (innere Gespanntheit) / FPI-Skala 4 (Erregbarkeit) bzw. FPI-Skala 6 (Gelassenheit): $r = .59$ bzw. $r = -.60$ (alle $p < .01$). Wie aufgrund dieser (hier aus Platzgründen nicht weiter dargestellten) bivariaten Befunde zu erwarten war, ergab eine kanonische Korrelationsanalyse, die neben den bivariaten auch multivariate Beziehungen beachtet und die optimale Linearkombinationen zweier Variablensätze (hier: FPI- und 16 PF-Primärskalen) bestimmt, für die Primärskalen insgesamt sieben statistisch bedeutsame kanonische Faktoren (siehe Tabelle 2). Die Sekundärskalen beider Instrumente gingen in diese Analyse nicht ein, da damit die lineare Abhängigkeit *innerhalb* der beiden Variablensätze unzulässig erhöht worden wäre. Die erhaltenen kanonischen Faktoren binden zwischen 77.4% und 28.1% der in den jeweils ladenden Persönlichkeitskalen enthaltenen Gesamtvarianz, was auf essentielle Interdependenzen von FPI und 16 PF verweist. Durch die in Tabelle 2 aufgeführten Strukturkoeffizienten (das ist das jeweilige Verhältnis zwischen multipler Korrelation einer Variablen mit dem jeweils anderen Variablensatz und der kanonischen Korrelation) wird die konvergente (auch die diskriminante) Validität einer Reihe von 16 PF-Skalen weiter belegt. Schlagwortartig kann gesagt werden, daß sich der 1. kanonische Faktor auf den Bereich der Depressivität bezieht, die Faktoren 5 und 6 bündeln verschiedene Aspekte emotionaler Labilität, die Faktoren 3, 4 und 7 verschiedene Aspekte der Introversion-Extraversion und Faktor 2 mag mit dem Stichwort Machiavellismus belegt werden können (zu den Markiervariablen aus FPI und 16 PF siehe Tab. 2). Neben diesen deutlichen Überlappungen zwischen FPI- und 16 PF-Primärskalen sind die Unterschiede (hier definiert als auf allen kanonischen Faktoren gering ladende Skalen) fast noch interessanter. Tabelle 2 zeigt nämlich, daß alle FPI-Skalen zumindest auf einem kanonischen Faktor einen essentiellen Strukturkoeffizienten aufweisen. Für den 16 PF gilt dies nicht. Die Skalen A (Kontaktorientierung), B (abstraktes Denken), G (Pflichtbewußtsein) und N (Überlegenheit) weisen auf den 7 kanonischen Faktoren nur niedrige Strukturkoeffizienten auf, verfügen somit auch über geringere Überlappungen zu den FPI-Skalen. Einen analogen Befund findet man in der faktorenanalytischen Arbeit von Hobi

Tabelle 2: Strukturkoeffizienten der Kanonischen Korrelation
der 16 PF- und FPI-A-Primärskalen (N = 90)^a

Variable (Primärskala)	Kanonischer Faktor						
	I	II	III	IV	V	VI	VII
A: Kontaktor.	- 11	- 02	- 05	21	18	07	28
B: Abstr. Denk.	- 13	- 19	- 30	10	05	- 15	- 32
C: Em. Widerst.	04	- 21	05	- 04	- 51	13	- 07
E: Selbstbeh.	17	00	- 04	- 69	- 14	20	- 04
F: Begeist.	06	20	- 34	87	- 12	77	- 02
G: Pflichtbew.	08	31	06	24	08	02	22
H: Selbstsich.	85	- 20	- 34	- 15	- 16	- 81	13
I: Sensibil.	- 04	10	10	07	71	- 20	46
L: Skept. Halt.	00	35	- 02	04	47	- 10	- 74
M: Unkonvent.	- 01	- 45	07	02	- 40	04	13
N: Überlegth.	08	00	01	- 36	07	- 08	- 36
O: Besorgth.	- 75	46	21	12	55	69	- 06
Q ₁ : Veränder.	- 02	- 31	- 02	- 16	- 33	- 71	30
Q ₂ : Eigenst.	21	- 09	12	- 40	03	13	- 27
Q ₃ : Selbstkont.	26	- 06	42	- 09	- 12	22	01
Q ₄ : Innere Gesp.	- 10	00	- 47	- 70	32	75	22
FPI-1: Nervosität	- 14	19	- 09	- 19	56	65	- 57
FPI-2: Aggressiv.	21	- 22	19	61	- 02	- 08	12
FPI-3: Depressivität	- 33	28	- 06	- 42	- 30	88	- 67
FPI-4: Erregbark.	07	35	- 23	88	31	42	26
FPI-5: Geselligk.	35	22	- 59	- 16	- 10	- 41	79
FPI-6: Gelassenh.	27	- 31	26	23	- 77	17	- 26
FPI-7: Dominanzst.	24	69	- 06	- 20	- 48	08	- 60
FPI-8: Gehemth.	- 45	13	21	- 80	59	63	12
FPI-9: Offenheit	03	- 29	- 31	- 20	- 47	20	12
Kanon. Korrel. (R _c)	.88***	.81***	.80***	.68***	.63***	.57**	.53*

***p < .001; **p < 0.1; *p < .05

^a Die zur Interpretation verwendeten Strukturkoeffizienten sind kursiv gedruckt.

(1983) für die Skalen G und N der von ihm verwendeten 16 PF-Experimentalversion. Angemerkt sei, daß sich dieses Ergebnis auch in den bivariaten Beziehungen zwischen FPI- und 16 PF-Skalen zeigt, wenngleich hier sogar für eine größere Anzahl von 16 PF-Skalen (etwa zusätzlich für die Skalen I, M, Q₁ und Q₂) nur schwache Korrelationen zu den FPI-Skalen aufzufinden sind. In der kanonischen Korrelationsanalyse – dies ist der Vorteil des multivariaten Vorgehens – zeigt sich aber für diese Skalen, daß sie trotz geringer bivariater Beziehungen über deutliche und klar interpretierbare Interdependenzen zu den FPI-Skalen insgesamt verfügen.

Wenden wir uns zum Abschluß der Zusatzfrage nach den 16 PF-Korrelaten der FPI-Skala M (Maskulinität) zu. Die Skala ist in der vorliegenden Stichprobe statistisch bedeutsam ($p < .01$) mit (1.) (geringer) innerer Gespanntheit (Q_4 ; $r = -.51$), (2.) (geringer) Besorgtheit (O ; $r = -.50$), (3.) emotionaler Widerstandsfähigkeit (C ; $r = .43$), (4.) Selbstsicherheit (H ; $r = .42$), (5.) Selbstkontrolle (Q_3 ; $r = .38$), (6.) (geringer) Sensibilität (I ; $r = -.28$) und (7.) Selbstbehauptung (E ; $r = .25$) korreliert. Dies stützt die These von Günther (1982) und Hansmann (1982), daß die inhaltliche Ausrichtung dieser Sekundärskala des FPI weniger mit der Dimension „Maskulinität versus Femininität“ (als eine solche, nämlich als „M-F-Skala“ wird sie ja häufiger bezeichnet) als mit einer allgemeinen Dimension psychischer Gesundheit (primär emotionaler Stabilität) korrespondiert, wobei begrifflichen Implikationen eine wesentliche Rolle zukommen dürfte.

Diskussion

Kreuzanalytisch konnte die Reliabilität und faktorielle Validität der neuen deutschsprachigen (normierten) Version des 16 PF (Schneewind et al. 1983) für Forschungszwecke zufriedenstellend bestätigt werden. Leichte Schwächen in den Reliabilitätskennwerten und in der Reproduzierbarkeit der faktoriellen Struktur der Primärskalen mit einem explorativen Vorgehen, die sich hier in ähnlicher, wenngleich weniger starken Form wie für frühere Experimentalversionen des 16 PF (siehe Timm 1968, Greif 1970, Bartussek et al. 1972, Conrad et al. 1980) ergeben haben, raten aber zur Vorsicht bei seinem Einsatz für einzeldiagnostische Zwecke (der freilich von Schneewind et al. auch (noch?) nicht empfohlen wird). Ein zentraler Kritikpunkt in den Testbesprechungen zum 16 PF (siehe Barkowski 1984, Jäger 1984) konnte jedoch dadurch abgeschwächt werden, daß die konvergente und diskriminante Validität seiner Primärskalen in den Interdependenzanalysen zu den FPI-Skalen abgesichert werden konnte. Neben Gemeinsamkeiten beider Instrumente komplexer Art, die in der dargestellten Form eher gegen eine klare Identifizierbarkeit der Persönlichkeitsstruktur über dimensionsanalytische Techniken auf der Ebene von Skalen aus verschiedenen „umfassenden“ Fragebogen sprechen (siehe hierzu aber Howarth 1980, Amelang & Borkenau 1982), wurden dabei Unterschiede deutlich, die Kriterien für Anwendungsentscheidungen liefern können. Der 16 PF ist inhaltlich (nicht nur seiner Primärskalenzahl nach) breiter gefächert als das FPI und erfaßt besonders mit den Dimensionen Kontaktorientierung vs. Sachorientierung (A), abstraktes vs. konkretes Denken (B), Pflichtbewußtsein vs. Flexibilität (G) und Überlegtheit vs. Unbefangenheit (N) Aspekte der Persönlichkeit, die mit dem FPI nur unzureichend (bzw. gar nicht) angesprochen werden. Daneben ist zu bemerken, daß im 16 PF ein andersartiges Begriffssystem verwendet wird, das hilft von eingefahrenen Bahnen in der Persönlichkeitsbeschreibung wegzukommen und heuristisch wertvoll ist. Inhaltlichen (d.h. durch Reduktion der Primärskalenzahl zustandekommenen) Kurzformen des 16 PF (siehe etwa Conrad et al. 1980) ist alleine aus diesen Gründen ebenso zu widersprechen wie solchen des FPI (siehe etwa König & Schmidt 1982). Solche nicht durch die Reduktion der Itemzahl pro Skala (wie etwa der FPI-K von Fahrenberg et al. 1973²), sondern durch die Verringerung der

Zahl der Skalen selbst zustandegekommenen Fragebogenvarianten mögen zwar für eine bestimmte Fragestellung kurzfristig sinnvoll sein, wegen der mangelnden Vergleichbarkeit von Ergebnissen, dem oftmals rein empirischen (d.h. jeglichen theoretischen Bezug vernachlässigenden) Vorgehen etc. führen sie die Persönlichkeitsforschung kaum weiter.

Abschließend sei ein Aspekt der Fragebogendiagnostik angesprochen, der in der Zukunft verstärkt durch Analysen der Antwortprozesse untersucht werden sollte (siehe etwa Cliff 1977, Schneider 1982). Bei Voruntersuchungen (in Einzelsitzungen) und in schriftlichen Kommentaren der Informanden wurden z.T. sprachliche Mängel der 16 PF-Items angesprochen (z.B. problematische Alternativvorgaben oder sehr unklare Zwischenstufen wie bei Item-Nr. 136: „Es wäre interessanter zu sein: (a) Bischof, (b) dazwischen, (c) Oberst“; bei diesem Item haben besonders Frauen Antwortschwierigkeiten, was verständlich ist). Sollten sich ähnliche Beobachtungen häufen (ganz ausgeschlossen werden können sie bei Fragebogen wohl kaum), wäre langfristig eine sprachliche Überarbeitung der Items (etwa im Rahmen einer neuen Normierung) angebracht. Um Mißverständnisse zu vermeiden, wäre auch – wie für das amerikanische Original – die Bezeichnung „16-Persönlichkeits-Faktoren-Fragebogen“ angebrachter als die von den Autoren gewählte „16-Persöhnlichkeits-Faktoren-Test“.

Literatur

- Amelang, M. & Borkenau, P.: Über die faktorielle Struktur und externe Validität einiger Fragebogen-Skalen zur Erfassung von Dimensionen der Extraversion und emotionalen Labilität. Zeitschrift für Differentielle und Diagnostische Psychologie 1982, **3**, 119–146.
- Barkowski, D.: Testbesprechung zu „Der 16-Persönlichkeits-Faktoren-Test (16 PF)“. Diagnostica 1984, **30**, 88–91.
- Bartussek, D., Weise, G. & Heinze, B.: Reliabilität und faktorielle Validität des deutschen 16 PF-Tests von Cattell mit einer ausführlichen Analyse der Items. Hamburg: Arbeiten aus dem Psychologischen Institut der Universität Hamburg, Arbeitsbericht 19, 1972.
- Cattell, R.B. & Nesselroade, J.: Untersuchung zur interkulturellen Konstanz der Persönlichkeitsfaktoren im 16 PF-Test. Psychologische Beiträge 1965, **8**, 502–515.
- Cattell, R.B., Eber, H.W. & Tatsouka, M.: Handbook of the "Sixteen Personality Factor Questionnaire (16 PF)". Champaign/Ill.: Institute for Personality and Ability Testing 1970.
- Cliff, N.: Further study fo cognitive processing models for inventory response. Applied Psychological Measurement 1977, **1**, 41–49.
- Conrad, W., Mohr, V. & Seydel, U.: Analyse und Skalierung der 16-PF-Form E (von Cattell). Zeitschrift für Differentielle und Diagnostische Psychologie 1980, **1**, 169–182.
- Fahrenberg, J., Selg, H. Hampel, R.: Freiburger Persönlichkeitsinventar (FPI). Göttingen: Hogrefe 1973².
- Fürntratt, E.: Anmerkungen zu einer „Untersuchung der interkulturellen Konstanz der Persönlichkeitsfaktoren im 16 PF-Test“. Psychologische Beiträge 1966, **9**, 407–411.
- Greif, S.: Untersuchungen zur deutschen Übersetzung des 16 PF-Fragebogens. Psychologische Beiträge 1970, **12**, 186–213.

- Günther, M.: „Maskulin“ gleich „psychisch gesund“ – „feminin“ gleich „neurotisch“. Eine Analyse von FPI M. Zeitschrift für Differentielle und Diagnostische Psychologie 1982, **3**, 161–168.
- Hansmann, E.: Studie zur Fortsetzung der Kriterienvalidierung des Freiburger Persönlichkeitsinventars (FPI) anhand von Beobachtungsdaten bei psychotherapeutisch erfolgreich behandelten Patienten. GwG-Info 1982, **48**, 63–92.
- Hesener, B. & Hilse, J.: Empirische Ergebnisse zur Anwendbarkeit des FPI bei inhaftierten Jugendlichen. Monatsschrift für Kriminologie und Strafrechtsreform 1983, **66**, 75–77.
- Hobi, V.: Zur Faktorenstruktur der mehrdimensionalen Persönlichkeitsinventare MMPI, 16-PF, FPI und GT. Psychiatrie, Neurologie und Medizinische Psychologie 1983, **35**, 236–243.
- Hobi, V. & Gerhard, U.: Mitteilung über faktorielle und cluster-analytische Ergebnisse von Fragebogenskalen des MMPI, 16-PF und FPI. Zeitschrift für experimentelle und angewandte Psychologie 1983, **30**, 588–609.
- Hobi, V. & Klär, A.: Eine gemeinsame Faktorenanalyse von MMPI, FPI und 16-PF. Zeitschrift für Klinische Psychologie 1973, **2**, 27–48.
- Howarth, E.: Major factors of personality. Journal of Psychology 1980, **104**, 171–183.
- Jäger, R.S.: Testbesprechung zu „Der 16-Persönlichkeits-Fragebogen-Test (16 PF)“. Zeitschrift für Differentielle und Diagnostische Psychologie 1984, **5**, 167–168.
- König, F. & Schmidt, J.U.: Skalen- und Strukturanalyse des Freiburger Persönlichkeitsinventars FPI. Diagnostica 1982, **28**, 33–48.
- Krampen, G.: Soziale Orientierungslagen als Prozeßbedingungen bei der Beantwortung von Persönlichkeitsfragebogen-Items. Diagnostica 1981, **27**, 127–139.
- Nesselroade, J.R. & Baltes, P.B.: On a dilemma of comparative factor analysis. Educational and Psychological Measurement 1970, **30**, 935–948.
- Schneewind, K.A., Schröder, G. & Cattell, R.B.: Der 16-Persönlichkeits-Faktoren-Test (16 PF). Bern: Huber 1983.
- Schneider, J.F.: Models and empirical approaches to the process of responding to questionnaires. Saarbrücken: Arbeiten der Fachrichtung Psychologie, Universität des Saarlandes, Nr. 81, 1982.
- Seitz, W.: Persönlichkeitsbeurteilung durch Fragebogen. Braunschweig: Westermann 1977.
- Timm, M.: Reliabilität und Faktorstruktur von Cattell's 16 PF-Test bei einer deutschen Stichprobe. Zeitschrift für experimentelle und angewandte Psychologie 1968, **15**, 354–378.

Anschrift des Verfassers:

Priv.-Doz. Dr. Günter Krampen, Dipl.-Psych.
Universität Trier
FB I – Psychologie
Postfach 3825
5500 Trier