

# 한국형 MMPI-168에 관한 타당도 연구\*

김 중 술

박 동 건

서울대학교 의과대학

아주대학교 심리학과

MMPI-168단축형의 정상인과 정신과 환자 감별(screening)능력을 확인할 목적으로, MMPI원형과의 심리측정적 특성 및 가치를 비교검토하였다. 피험자는 정상인 300명과 정신과 환자 298명이었으며, 13세에서 65세까지의 남녀로 구성되었다. MMPI원형과 MMPI-168단축형간의 척도별 공존타당도를 산출하였고, 원형과 단축형의 척도별 평균과 표준편차를 비교하여 본 결과, 두가지 MMPI가 서로 매우 유사하였다. 정상인 집단과 환자집단간의 분류의 정확성을 확인하고자 이중교차타당화를 사용하여 판별분류분석을 시행한 결과, 원형과 단축형간에 분류의 정확도는 1%의 차이밖에 보이지 않았다. 그러므로 적어도 정상인과 정신과 환자집단을 분류하는 screening의 목적으로는 MMPI-168을 566문항의 MMPI원형 대신으로 사용하는 것이 가능한 것으로 확인되었다.

## MMPI의 현황

MMPI(Minnesota Multiphasic Personality Inventory, 다면적 인성검사)는 현재 세계적으로 가장 널리 쓰이고 있는 진단용 성격검사로서 (Lubin, Larsen, & Matarazzo, 1984), 115개 이상의 나라말로 번역되어 쓰이고 있다(Keller, Butcher & Slutske, 1990). Butcher와 Owens (1978)는 1972년에서 1977년 사이에 출판된 논문들중에서 84%가 MMPI를 사용하였다고 보고했으며, 다시 Butcher와 Keller(1984)는 1978년에서 1982년 사이에 출판된 논문들중에서 87%가 MMPI를 사용하였음을 보고하였다. 이 연구들에

서 16PF(Sixteen Personality Factor Questionnaire, Cattell, Eber, & Tatsuoka, 1970)가 두번째로 많이 쓰이는 검사였으나 MMPI와는 사용되는 범도의 차이가 컸으며, MCMI(Millon's Clinical Multiaxial Inventory, Millon, 1982)는 당시에 출판되지 얼마 안 되었으므로 연구가 적었다.

최근에 와서도 여전히 MMPI는 임상 및 연구에 가장 많이 사용되고 있는 심리검사이나, 한가지 달라진 점이 있다면 MCMI에 대한 타당도 연구가 증가되고, 특히 MCMI가 성격유형을 감별하는데 효과적이며 입증되면서, MMPI의 대신으로 혹은 그와 보완적으로 쓰이는 경우가 많아지고 있다는 사실이다.

\* 이 논문은 1990년도 문교부 지원 한국학술진흥재단의 자유공모과제 학술연구조성비에 의하여 연구되었음.

특히 최근에 와서 MMPI를 사용한 연구가 활발한 분야는, 알콜 및 약물 남용과 관련된 문제들, 정신과 이외의 일반 의료환자에 대한 성격진단적 평가, 범죄분야에서 재범자의 예측과 잠재적 공격성의 측정 및 재활능력의 평가, 경찰관이나 항공기 조종사와 같은 직업분야에서 스트레스에 대처하거나 책임감을 수행할 수 있는 능력에 대한 평가, 그리고 단축형 MMPI나 혹은 MMPI를 대체할 수 있는 다른 형태의 검사에 관한 연구 등이다. 현재로서는 정신과적인 문제를 정신병리학적으로 진단하는 기능에 있어서 MMPI를 대신 할만한 검사는 없으며, MCMI가 새로운 타당도 연구들 (Millon, 1985, 1986)을 통하여 그 유용성이 증가되고 있기는 하나, 아직도 MMPI를 대신하기에는 부족하다는 견해가 지배적이다(Keller 등, 1990).

### 단축형 MMPI

MMPI의 임상적 유용성을 충분히 인정되나, 한 가지 문제는 문항수가 너무 많아, 일부 환자들에서 만족스러운 검사시행이 어려울 때가 있다는 사실이다. 신체적으로 너무 쇠약하여 566개 문항을 끝까지 답할 수 없다거나, 너무 불안하거나 우울하여 혹은 혼란된 상태에서 오랫동안 주의집중을 할 수 없는 상태 등이 대표적인 경우이다. 정상적인 사람이면 90분 내외에 MMPI를 완성할 수 있으나, 일부 환자들은 3시간내지 5시간이 걸리기도 한다. 이와같은 제반 이유로 인하여 보다 시간이 적게 소요되는 MMPI에 대한 요구가 오래 전부터 있어왔다. 단축된 MMPI에 관한 시도를 크게 세 가지 유형으로 나누어 볼 수 있는데, 그 첫째는 생략형(abbreviated form) MMPI이다. 생략형 MMPI란, 본래의 566개 MMPI문항중에는 채점되지 않는 문항이 상당수 들어가 있으므로, 그들은 제외하고 채점되는 문항들만으로 구성된 MMPI를 의미한다. 한국에서 현재 사용되고 있는 383개 문항으로 구성된 MMPI가 그것인데, 거기

에는 MMPI원형에서와 꼭 같은 수의 문항들(채점된)로 구성된 타당도 척도와 임상척도가 포함되어 있다. 그러므로 환자의 일반적인 MMPI 프로파일을 얻는데는 아무런 문제가 없으나, 보충척도라든가 특수척도들을 사용하는 것은 때로 불가능할 수 있다.

두번째는 각 척도별로 채점되는 문항의 수를 줄임으로써 얻어진 단축형(Short form) MMPI로서, 줄여진 척도들이 원래의 척도보다 문항수는 감소되었으나 타당도나 신뢰도와 같은 심리측정적 특성들은 의미있게 다르지 않다는 전제하에서 이루어진 것이다. 현재까지 전부 14가지가 있는데 (Deon, 1972; Faschingbauer, 1974; Ferguson, 1946; Grant, 1946; Holzberg & Alessi, 1949; Hugo, 1971; Jorgenson, 1958; Kincannon, 1968; Mac Donald, 1952; McLachlan, 1974; Srole, Langner, Michael, Opler, & Rennie, 1962), 그중에서 가장 많이 연구된 것으로는 Mini-Mult(Kincannon, 1968)과 FAM(Faschingbauer, 1974), 그리고 MMPI-168(Overall & Gomez-Mont, 1977)로 알려지고 있다(Butcher & Hostelter, 1990).

Mini-Mult는 각 척도의 요인분석을 통하여 얻어진 문항응집을 기초로 하여 71개 문항으로 구성된 단축형이다(Kincannon, 1968). 원래 각 척도들은 문항응집(item cluster)을 잘 나타내는 안면타당도가 높은 문항들을 첨가하므로써 Kincannon은 효율성을 높이고자 하였다. Kincannon(1968)이 보고한 Mini-Mult와 원형MMPI 사이의 상관도는 100명의 정신과 입원환자를 대상으로 하였을 때, .80-.93이었고, 50명의 정신과 외래환자를 대상으로 하였을 때는 .76-.96이었다. 그러나 이후의 다른 연구자들의 보고에서는 그 상관계수 범위의 하한(FP)이 Kincannon의 것보다 낮아지는 경우가 더 많았다.

FAM은 166개의 문항으로 구성되어 있는데, Kincannon의 L, K, Hypochondriasis, Depres-

sion, Hysteria, Psychasthenia 척도 문항에, F, Psychopathic Deviance, Masculinity/Femininity, Paranoia, Schizophrenia, Hypomania 및 Social Introversion 척도에서 문항(요인)응집방법으로 선발된 문항들을 합쳐서 만들어진 것이다. FAM의 검사-재검사신뢰도 (FAM과 MMPI원형과의 비교)역시 Mini-Mult 와 대등소이 한데 하한가는 Min-Mult보다 다소 높은 경향이 있다.

MMPI-168은 Overall과 Gomez-Mont 가 MMPI 문제의 처음 168개 문항을 검토해본 결과 그 168개 문항으로 MMPI 문항 전체가 제공하는 정보를 충분히 얻을 수 있겠다는 판단하에 채택한 단축형이다. 그러나 Butcher와 Hostelter(1990) 가 이 세가지 단축형에 관한 연구들을 종합한것에서 보면 비교적 MMPI원형과의 상관계수가 다른 두 단축형에 비하여 높은 경우가 많다. 특히 Overall과 Gomez-Mont(1974)는 주장하기를, MMPI원형과의 상관계수 만으로 단축형의 가치를 평가하는 것은 합리적이지 못하며, 중요한 것은 환자의 상태를 어느 검사가 가장 잘 반영할 수 있는가 하는 임상적 타당도이며, 그런 의미에서 MMPI-168은 MMPI원형과 같거나, 때로는 더 우수하다고 주장한다.

MMPI단축형에 대한 세번째 방법으로는 computer-adapted administration 방법들이 있는데 아직 실용화 단계까지는 이르지 못하고 있다. 대표적인 방법으로는 Kleinmuntz와 McLean (1968)이 처음으로 시도하고 Sanders(1985)가 다시 발전시켜본, 지금까지의 문제지에서 일부만을 시행하여 전체점수를 예측하는 방법이다. 각 척도 중에서 먼저 5개 문항만을 시행하여 T-점수를 산출하고, 그 결과에 기초하여 다른 척도를 더 시행 할 필요가 있겠는지 여부를 결정하는 방법으로서 많은 시간을 단축할 수 있는 것으로 주장되고 있다.

두번째는 Clavelle과 Butcher(1977)가 개발한 adaptive typological approach로서, 87개 가량

의 핵심적인 MMPI문항들을 피검사자에게 시행하여 그 사람이 나타낼 가능성이 많은 MMPI code type을 예측하게 하는 방법이다. 그런 다음에 그 code type을 구성하는 척도들이 나머지 문항들을 그 피검사자에게 시행하여 그가 나타낼 가능성이 많은 척도상승도를 얻는다. 이때 그 code type과 관련되지 않는 척도들의 문항들은 시행하지 않는다. 이 방법은 시행하는 문항의 수는 줄이면서 필요한 척도들의 점수는 축소되지 않은 척도점수를 얻을 수 있다는데 그 장점이 있다.

세번째 방법은 Butcher, Keller 및 Bacon (1985)이 개발하고 Ben-Porath, Slutske 및 Butcher(1989)가 경험적으로 검증한 countdown method로서 문항수를 줄이는데 매우 효과적이다. 이 방법에서는 피검사자가 문항들을 답변해감에 따라 컴퓨터가 그의 반응을 기록해 나가는데, 어느 한 척도가 미리 정해진 유의미수준, 가령 T-점수 65에 도달하지 못할것이 확실해지면 더 이상 그 척도의 문항을 피검사자에게 시행하지 않게 한다. Ben-Porath(1989)은 이 방법을 적용하였을 때, 해당되는 가장 높이 상승하는 척도들이 점수는 그대로 확보할 수 있기 때문에, 검사시행의 시간은 매우 절약되면서도 얻어지는 정보에는 전혀 손실이 없음을 증명하였다.

그 밖에 item-response theory(IRT)도 컴퓨터를 이용하여 척도를 단축하는 한 가지 방법이나, 이 방법은 원칙적으로 능력검사와 같은 단차원적 변인을 평가하는데 적용할 수 있는 것이어서, MMPI와 같은 다차원적(복합요인적) 성격검사(척도)에는 적합하지 않은 것으로 알려지고 있다(Weiss, 1985).

### MMPI-168

MMPI-168은 MMPI원형에서 사용하는 문제지와, 답안지 및 채점반을 그대로 사용할 수 있다는 점에서 우선 시행이 편리하다. Overall과 Gomez-Mont가 1974년에 개발한 아래 약 100편 이상의 연구가 이루어졌는데, 거의 전부가 MMPI원형과

높은 상관도를 보이는 것으로 알려지고 있다(Vincent, Castillo, Hauser, Zapata, Stuart, Cohn, & O'shanick, 1984). 특히 MMPI-168은 MMPI원형과의 상관도 뿐만 아니라, 그것을 떠나서 독립적으로 임상적 타당도를 증명하고 있다는 점에서 다른 MMPI단축형과는 다르다 (Newmark & Finch, 1976; Newmark, Newmark, Cook, 1975; Newmark, Ziff, Finch, & Kendall, 1978; Newmark & Thibodeau, 1979). MMPI-168은 상담 및 직업 재활환자 (Vincent, 1978), 입원한 청소년 정신과 환자 (Newmark & Thibodeau, 1979), 노인 병 환자 (Rusk, Hyerstay, Cassland, & Freeman, 1979), 물리치료 환자 (Griffin & Danahy, 1982), 외과 환자 (Svanum, Lantz, Lauer, Wampler & Madura, 1981), 그리고 일반적인 정신과 병실 및 외래환자들을 포함하는 여러가지 기관에서 사용되고 있다. Butcher와 Owens (1978)가 1972년에서 1977년 사이에 출판된 임상적 측정도구에 관한 연구를 집계한 결과에 따르면, MMPI-168은 MMPI원형과 16PF 다음으로 세번째로 가장 많이 연구된 임상적 측정도구임이 밝혀지고 있다.

또 한가지 문제는 MMPI-168이 MMPI원형과의 상관도는 .77에서 .97사이로 비교적 높으나, 임상가들은 실제로 전체 프로파일의 형태와 특히 상승척도형태 (high-point code type)를 해석의 기초자료로 삼고 있는 만큼, 두 가지 형태의 MMPI간에 상승척도쌍 (two-point code type)의 일치도는 64-75%에 불과한 것으로 보고되고 있다 (Graham, 1977). 그러나 Vincent (1978)는 세 가지 다른 집단을 대상으로, 특수한 진단명이 아니라 넓은 의미의 신경증, 정신병, 성격장애 및 중간영역 등의 기준에 의하여 프로파일을 구분했을 때는 두 형태의 MMPI간에 95%의 일치율을 보인다고 보고하였다. 여기에서도 역시 외적준거 가 문제된다고 하겠다.

본 연구에서 저자들은 일차적으로 심리측정적

견지에서 MMPI-168과 MMPI원형간의 상관도 (concurrent validity)를 한국의 정상인 집단과 정신과 환자집단을 대상으로 검토하여 보고자 하였다. 본 연구에서 목표로 한 또 다른 목적은 Vincent (1978)의 연구에서와 같이 정신과 일반 환자들을 대상으로 하여 넓은 의미의 신경증, 정신병, 혹은 성격장애 등을 감별 진단할 수 있는 능력, 혹은 정상인과 정신과적인 문제를 가지고 있는 사람들을 구분할 수 있는 대체적인 능력을 MMPI-168에서 확인하는데 있다. 특수한 진단집단의 감별이나 어떤 프로파일 형태의 임상적 기술과 같은 외적 준거와의 임상적 타당도를 확인하는 일은 여기에서 시도하지 않았다. 그와 같은 임상적 타당도의 확인은 다음 연구가 시행 될 때까지 MMPI원형에게 맡기고, MMPI원형을 주어진 피검사자에게 다시 시행할 필요가 있겠는가 여부를 결정하는 screening의 목적으로 MMPI-168의 사용 가능성을 검토하는 것이 본 논문의 목적이다.

## 방 법

본 연구에서 사용된 피험자는 정상인 300명과, 정신과 환자 298명이었다. 정상인 집단은 신판 MMPI (김영환 등, 1989) 표준화 과정에서 수집된 자료집에서 300명을 선택하였고, 정신과 환자 집단은 서울시내에 있는 4개 대학병원 정신과에 1991년 1월 1일부터 동년 8월 31일 사이에 내원한 외래 및 입원환자들 중에서, 두뇌의 기질적 손상 환자, 정신감정(혹은 보상) 환자, 간질병환자, 및 타당도 척도에서 Invalid로 판정되는 환자를 제외한 정신과 환자들의 MMPI답안지를 집계한 것이다. 정상인 집단은 남자 173명, 여자 127명이며, 정신과 환자집단은 남자 171명 여자 127명이다. 이들의 연령 분포는 만13에서 65세까지의 범위에 속하나, 환자집단의 대부분은 20-50세 범위에 편중되어 있다.

자료집계방법은 동일 MMPI프로파일에서 MMPI원형과 MMPI-168의 척도별 점수를 각각

두번씩 계산하는 방식으로 하였다.

MMPI원형을 채점할때 사용하는 채점반을 MMPI-168에 그대로 사용하면 모든 척도의 모든 문항을 채점하지 못하는 문제가 발생한다. 그 이유는 MMPI-168을 구성하는 문항들중에서 14개 문항은 MMPI원형에서 168번 이후에 다시 반복되며 그때 채점되는데, 그것들이 168번 이전에 들어 있을때는 채점되지 않으므로써 그들이 속해있는 척도에 참여하는 기회를 상실하게 된다. 그러므로 MMPI-168은 그만큼 얻을 수 있는 정보의 손실을 입게 되는 것이다(Ward, Wright & Taulbee, 1979). 채점되지 않는 그 14개 문항이란 F척도에서 1개, D척도에서 2개, Pa척도에서 2개, 그리고 Sc척도에서 10개이며, 그것들을 채점에 포함시키면 채점되는 문항의 수가 위의 네 척도에 각각 3%, 5%, 12%, 그리고 50%씩 증가하게 된다. 결과적으로, 실제로 채점되는 문항의 수는 L=11, F=32, K=12, Hs=23, D=41, Hy=36, Pd=28, Mf=30, Pa=19, Pt=22, Sc=28, Ma=23, Si=14가 되는 것이다.

본 연구에서는 위의 14개 문항을 포함하는 수정된 채점반을 사용하여 MMPI-168의 원점수(raw score)를 구한 다음, 각 척도별로 MMPI-168의 원점수로부터 MMPI원형의 원점수를 예언하기 위하여 최소자승회귀 방법을 사용하였다. 그런 다음에 MMPI원형의 원점수와 MMPI-168로부터 예측된 원점수를 각각 T점수로 환산하였다.

## 결 과

MMPI-168의 각 척도점수로부터 상용하는 MMPI-원형의 척도를 예언하는데 사용된 회귀방정식과 상관계수 및 교차타당화 상관계수가 <표1>에 제시되어 있다. 교차타당화된 계수는 Cattin (1980)의 공식에 의해서 계산된 모집단 교차타당도 (population cross-validation)이다. 상관계수의 크기로 볼 때 MMPI-168의 일부 척도에서는 MMPI표준형을 준거로 한 공존타당도 (concur-

rent validity)가 다소 만족스럽지 않게 보인다. 그러나, 앞에서 지적한대로 MMPI-원형이 준거가 될 수 있느냐는 문제가 제기될 수 있다.

표 1. 척도별 회귀방정식

L	1.23+	.70	(.90 .94)
F	1.59+	3.49	(.91 .91)
K	1.90+	3.04	(.89 .89)
HS	1.35+	2.05	(.97 .97)
SD	1.21+	7.09	(.94 .94)
HY	1.31+	7.15	(.93 .93)
PD	1.15+	7.84	(.88 .88)
MF(여)	1.29+	11.94	(.78 .78)
MF(남)	1.27+	12.38	(.78 .78)
PA	1.49+	5.05	(.86 .86)
PT	2.13+	2.38	(.89 .89)
Sc	2.29+	5.54	(.86 .85)
Ma	1.42+	7.06	(.84 .84)
Si	3.11+	10.12	(.78 .77)

주. 팔호안은 표준형과 단축형의 상관계수와 모집단 교차타당화계수임.

MMPI-168의 척도들 간의 상관의 유형과 MMPI-원형의 척도들간의 상관의 유형이 매우 유사하였다(표2). 원형의 척도간 상관계수는 대각선 윗쪽에 배열되어 있고 대각선 아래쪽에는 MMPI-168의 척도간 상관계수가 놓여있다. 물론 상관이 높다는 것과 두 MMPI형 간의 각 척도의 점수가 같다는 것은 다르지만, 척도간의 상관의 형태가 MMPI-원형과 MMPI-168간에 유사하다는 것은 전통적으로 프로파일(profile)해석을 하는 MMPI의 관행에 비추어 고무적이라 할 수 있다.

표 3에는 MMPI원형과 단축형으로부터 산출한 각 척도의 T점수의 평균과 표준편차가 정상인 집단과 환자집단으로 나뉘어 제시되어 있다. 회귀방정식을 도출한 환자집단에서 원형과 단축형별 각 척도의 T점수가 거의 동일하고 교차타당화의 의미를 부여할 수 있는 정상인 집단에서도 모든 척도에서의 T점수의 평균이 대단히 유사하다는 사실은

표2. 척도간 상관계수

	L	F	K	HS	D	HY	PD	MF	PA	PT	SC	MA	SI
L	1.0000	-.1158	.5887	-.0612	.0055	.0957	-.2439	.0585	-.0638	-.3853	.3249	-.3311	-.1591
F	-.1249	1.0000	-.3605	.4400	.2062	.2005	.4306	.0543	.7111	.5659	.7724	.5313	.1353
K	.5921	-.2696	1.0000	-.2450	-.0234	-.0859	-.2639	-.0286	-.9021	-.6146	-.5915	-.5464	-.2757
HS	-.0603	.4494	-.1309	1.0000	.5734	.7481	.3826	.1417	.4820	.5925	.6189	.2939	.2782
D	-.1188	.3596	-.0695	.6239	1.0000	.6837	.4364	.1888	.2760	.5883	.4109	-.1408	.5575
HY	.1547	.2689	.2200	.6932	.7317	1.0000	.4519	.2417	.3724	.4466	.4005	.0525	.2223
PD	-.3642	.5374	-.4062	.4153	.5234	.3710	1.0000	.0974	.4721	.5171	.4993	.3100	.2186
MF	.1824	-.0616	.1129	-.0935	-.0122	.0978	-.1110	1.0000	.1962	.1720	.1513	.0759	.1553
PA	-.1092	.6586	-.1868	.3873	.3103	.2853	.5381	.0397	1.0000	.5702	.7275	.4854	.1584
PT	-.3978	.4551	-.4176	.5236	.7527	.4887	.6832	-.0726	.4026	1.0000	.8400	.4276	.5594
SC	-.3817	.7010	-.4181	.5009	.5259	.3367	.6234	-.0427	.6426	.6853	1.0000	.5819	.3650
MA	-.2935	.5009	-.4550	.3005	.1469	.0264	.4112	.0624	.5326	.3174	.0056	1.0000	.1410
SI	-.2129	-.0005	-.2023	.0969	.4211	.1730	.2476	-.1111	-.0780	.4129	.1644	-.0679	1.0000

단축형으로부터의 T점수가 표준형의 T점수와 평균적으로 다를 바 없음을 말해준다. 그러나 표 3에 제시된 원형과 단축형별, 각 척도의 표준편차를 비교해 보면 평균으로의 회귀로 인하여 모든 척도에서 단축형이 원형보다 작아졌기 때문에 단축

형이 원형보다는 변별능력이 다소 떨어질 수 있음을 보여준다. 그러나 이러한 해석은 집단내에 한정된 것이기 때문에 만약 환자집단내의 환자들이 유사한 질환의 환자들이라면 오히려 표준편차가 작은 것이 더 바람직하다.

표3. 원형과 단축형의 척도별 평균과 표준편차

평균		L	F	K	HS
정상	46.1(48.4)	51.0(51.1)	49.6(48.2)	41.4(42.3)	
환자	52.5(52.5)	54.1(53.9)	51.8(52.6)	52.2(52.2)	
전체	49.3(49.5)	52.5(52.5)	50.7(50.4)	46.8(47.2)	
	D	HY	PD	MF	
정상	48.7(49.8)	48.9(49.8)	52.7(54.5)	49.1(50.0)	
환자	58.6(58.4)	59.0(59.2)	55.8(55.5)	51.2(50.5)	
전체	53.6(54.1)	54.0(54.5)	54.3(55.0)	50.1(50.2)	
	PA	PT	SC	MA	SI
정상	49.3(52.3)	53.1(55.0)	52.2(53.7)	51.9(51.7)	51.7(51.8)
환자	55.4(55.2)	58.6(57.8)	57.4(56.6)	52.7(51.6)	52.6(52.6)
전체	52.3(53.7)	55.9(56.4)	54.8(55.1)	52.3(51.6)	52.1(52.2)

표준편차

	L	F	K	HS	
정상	9.1( 8.6)	8.3( 7.7)	9.1( 9.0)	10.2( 9.9)	
환자	10.3( 9.8)	9.9( 8.9)	10.8( 9.6)	13.6(13.2)	
전체	10.2( 9.7)	9.3( 8.4)	10.0( 9.6)	13.1(12.6)	
	D	HY	PD	MF	
정상	9.0( 8.9)	8.3( 8.3)	10.0( 8.1)	9.0( 8.3)	
환자	14.0(12.8)	12.1(11.6)	10.1( 8.9)	10.5( 8.2)	
전체	12.7(11.8)	11.5(11.1)	10.1( 8.5)	9.8( 8.2)	
	PA	PT	SC	MA	SI
정상	9.5( 8.1)	9.2( 8.7)	8.7( 8.0)	9.9( 8.4)	8.9( 8.5)
환자	11.2( 9.6)	11.7(11.1)	11.0( 9.8)	12.1(10.3)	12.7(10.3)
전체	10.8( 9.0)	10.9(10.0)	10.2( 9.1)	11.0( 9.4)	11.0( 9.4)

주. 괄호 안의 숫자의 단축형의 것임.

MMPI-168에 유리한 방향으로 해석할 수도 있는 점은, 평균은 원형과 단축형에서 집단에 관계 없이 거의 같은 반면, 표준편차는 단축형이 원형

보다 더 작은 것으로 보아 단축형이 원형보다 정상인과 환자집단을 좀 더 명확하게 구별해 줄 가능성이 있음을 암시하고 있다.

표4. 원형과 단축형의 Alpha값 및 추정된 Alpha값

	환자 집단		정 상	
	단축형	원형	단축형	원형
L	.6727(.66)	.7235	.4135(.32)	.3943
F	.8422(.82)	.8987	.6112(.54)	.7023
K	.7268(.74)	.8753	.4261(.36)	.5841
HS	.8476(.84)	.8802	.5701(.56)	.6497
D	.8964(.88)	.9167	.5668(.53)	.6270
Hy	.8771(.84)	.8994	.5701(.44)	.5660
Pd	.8010(.73)	.8277	.5878(.58)	.7077
Mf(여)	.8133(.74)	.8483	.7791(.55)	.7086
Mf(남)	.8039(.80)	.8882	.5323(.40)	.5764
Pa	.7711(.78)	.8809	.5854(.40)	.5823
Pt	.7927(.82)	.9085	.4410(.47)	.6612
So	.8349(.80)	.9193	.5577(.53)	.7573
Ma	.7636(.71)	.8332	.4103(.41)	.5783
Si	.6976(.74)	.9345	.3564(.30)	.6869

주. 괄호안의 수치는 Spearman-Brown 공식에 의해서 추정된 값임.

원형과 단축형의 Cronbach Coefficient Alpha 계수치를 산출한 결과가 <표4>에 제시되어 있다. 정상인 집단의 Alpha값을 보면 F, K, Hs, D, Pd, Pt, Sc, Ma, Si척도의 Alpha계수치가 단축형의 경우 하강한 것으로 미루어 보아 원형의 척도내 문항이 정상인에게는 동질적인 것으로 보인다. 이러한 동질성은 <표4>에 제시된 바와 같이 Spearman-Brown 공식에 의해서 원형의 Alpha 값으로부터 추정된 단축형이 Alpha 값과 Cronbach 공식에 의해서 계산된 Alpha 값이 거의 유사한 것으로 확인할 수 있다. 그러나 Hy, Mf(여), Mf(남), Pa 척도는 단축형이 원형과 차이

가 없거나 오히려 약간 상승한 것으로 보아 원형의 척도가 상대적으로 이질적인 문항들로 구성되어 있다고 볼 수 있다. Spearman-Brown 공식에 의해 추정된 단축형의 Alpha 값보다 Chonbach 공식의 Alpha 값이 큰 것이 이질성을 입증해 준다. Alpha 값이 높다고 해서 궁극적 관심사인 척도의 타당도가 상승되는 것은 아니다. MMPI의 준거인 정신질환이 복잡하고 복합적이므로 척도별로 비교해 볼 때 동질적인 문항이 많은 원형이 단축형보다 준거의 변량을 Alpha 값의 차이만큼 비례적으로 더 설명한다고 볼 수 없다. 그러나 단축형과 원형의 Alpha 값이 거의 유사한 Hy, Mf

**표5. 일차분류함수 적용에 의한 분류분석**

집단 1을 판별함수 도출에, 집단 2를 교차타당화에 사용한 경우

집단	사례수	원 형		단 축 형	
		분류된 집단		분류된 집단	
		정상	환자	정상	환자
정상인 집단	150(150)	116(106) 77.3%(70.7%)	34( 44) 22.7%(29.3%)	113(110) 75.3%(73.3%)	37(40) 24.7%(26.7%)
환자집단	147(149)	38( 47) 25.9%(31.5%)	109(102) 74.1%(68.5%)	35( 56) 23.8%(37.6%)	112(93) 76.2%(62.4%)
정확분류율		75.76% (69.57%)		75.76% (67.89%)	

집단 1을 판별함수 도출에, 집단 1을 교차타당화에 사용한 경우

집단	사례수	원 형		단 축 형	
		분류된 집단		분류된 집단	
		정상	환자	정상	환자
정상인 집단	150(150)	116(105) 77.3%(70.0%)	34( 45) 22.7%(30.0%)	106(97) 70.7%(64.7%)	44( 53) 29.3%(35.3%)
환자집단	149(147)	34( 43) 22.8%(29.3%)	115(104) 77.2%(70.7%)	37(39) 24.3%(26.5%)	112(108) 75.2%(73.5%)
정확분류율		77.26% (70.37%)		72.91% (69.02%)	

주1. 괄호 안은 교차타당화 집단.

주2. 집단 1은 정상인 150명과 환자 147명으로 구성.

집단 2는 정상인 150명과 환자 149명으로 구성.

(여), Mf(남), Pa 척도의 경우 단축형이 이질적 이기 때문에 복잡한 준거에 대해 타당도가 더 높을 수도 있다는 가능성은 여기서는 배제된다. 왜냐하면 MMPI-168 문항이 모두 원형에서 나온 문항들이기 때문이다.

환자집단의 경우 Alpha값이 모든 척도에서 단축형이 원형보다 감소되었다. 이것은 환자집단에서는 모든 척도에서 동질적인 반응을 나타내어 문항수의 감소에 따라 전반적으로 감소했다고 볼 수 있다. 따라서 단축형이 원형보다 신뢰도가 떨어진다고 볼 수 있지만 앞서의 지적대로 문항이 동질적 이기 때문에 타당도에서 두드러진 차이를 나타낼 가능성이 많지 않다. 본 논문에서의 환자집단과 정상인집단이 각각 대응하는 모집단의 대표적 표본이라면 환자집단이 정상인집단에 비해서 비교적 동질적일 것이기 때문에 이론적으로는 Alpha값이 낮아야 함에도 높은 이유는 본 논문에서 선정한 정상인 집단이 특성이 유사한 사람으로 구성된 것이 아닌가 한다. 이러한 추리는 정상인의 점수의 표준편차가 환자집단의 표준편차보다 작음을 보여주는 <표3>의 수치로써 뒷받침된다.

MMPI-원형과 MMPI-168의 정상인 집단과 환자 집단에의 분류의 정확성을 알아보기 위해 판별분석한 결과를 <표5>에 제시하였다. <표5>의 판별분류분석은 이중교차타당화(double cross-validation)를 위하여 정상인집단과 환자집단을 각각 반으로 나누고, 정상인집단의 반을 환자집단과 합하는 식의 두집단(299명 집단과 297명 집단)을 형성하였다. 첫번째는 297명 집단을 분류함수를 도출하는데 사용하고 299명 집단은 교차타당화를 위해서 사용했고 두번째는 299명집단을 분류함수 도출에, 297명 집단을 교차타당화에 사용하였다. 297명을 분류함수도출에 사용한 경우 도출집단에서의 정확분류율은 표준형과 단축형이 76%로 똑같았고 교차타당화 집단에서도 분류의 정확성면에서 원형과 단축형의 차이는 미미했다. 299명을 분류함수 도출에 사용한 경우 도출집단에서의 정확분류율은 원형에 비해서 단축형이 5% 떨어지지만 교차타당

화집단에서는 1.1% 차이로 미미했다.

두 집단의 모분포들이 동일한 공분산 행렬을 갖고 있다는 영가설을 검증한 결과 유의수준 0.01에서 기각됨에 따라 ( $\chi^2(91)=141.38$ ,  $p<.006$ ) 두 집단의 모공분산행렬을 각각 표본공분산행렬로 추정한 후 다변량 관찰값 행렬에 이차분류함수(Quadratic Classification Functions)를 적용하여 분류하였다. 두 집단의 모분포가 동일한 공분산 행렬을 갖는다는 가정하에 합동공분산 행렬을 사용하여 얻은 결과인 <표5>는 SPSS-x는 올바른 결과를 산출하지 못하기 때문에 SAS DISCRIM 절차를 사용하여 <표6>의 결과를 얻었다(Huberty, 1984).

함수가 도출된 집단에 이차분류함수를 적용하여 분류했을 때, 일차분류함수를 적용했을 때보다 원형과 단축형 모두에서 정확분류율이 많이 상승했지만 교차타당화결과는 평균적으로 일차분류함수 때와 차이가 없었다. 본 논문의 주 관심사인 원형과 단축형의 교차타당화 결과를 비교해 보면 차이가 무시할 정도임을 알 수 있다.

단축형을 바탕으로 한 진단집단변별이 원형 MMPI와 유사하다는 결과에 대해 168문항 이후에는 환자집단에서나 정상인 집단에서나 반응이 신뢰롭지 못하다고 주장할수도 있다. 만일 피로나 권태 혹은 기타 동기저하 원인에 의해서 원형검사의 후반부의 문항에 대한 반응이 질적 저하를 가져오게 되면 문항의 수가 많아도 검사신뢰도는 증가하지 않을 수도 있다(Overall, Higgins & Schweinitz, 1976). 그러나 이러한 추측은 실질적으로 대부분의 척도에서 Coefficient Alpha계수가 단축형에서 감소된 결과로 판단할 때 부정확한 추리라고 말할 수 있다. 필자들의 짐작으로는 168문항이외의 문항이 준거에 대한 새로운 정보를 많이 제공해 주지 못하는 것이 변별력이 유사한 이유이거나 혹은 척도들의 가중된 선형 혹은 비선형 결합에 의해서 상호 보완이 이루어졌기 때문일 수도 있다.

표6. 이차분류함수 적용에 의한 분류분석

집단 1을 판별함수 도출에, 집단 2를 교차타당화에 사용한 경우

집단	사례수	원 형		단 축 형	
		분류된 집단		분류된 집단	
		정상	환자	정상	환자
정상인 집단	150(150)	126( 94) 84.0% (62.6%)	24( 56) 16.0(37.3%)	123( 98) 82.0% (65.3%)	27(52) 18.0% (34.6%)
환자집단	148(148)	19( 42) 12.8% (23.3%)	129(106) 87.1% (71.6%)	24( 48) 16.2% (32.4%)	124(100) 63.7% (67.5%)
정확분류율		85.56% (67.14%)		82.89% (66.45%)	

집단 2를 판별함수 도출에, 집단 1을 교차타당화에 사용한 경우

집단	사례수	원 형		단 축 형	
		분류된 집단		분류된 집단	
		정상	환자	정상	환자
정상인 집단	150(150)	130(100) 86.6% (70.7%)	20( 50) 13.3% (29.3%)	121(105) 80.6% (70.0%)	29( 45) 19.3% (30.0%)
환자집단	148(148)	27( 38) 18.2% (25.6%)	121(110) 81.7% (74.3%)	25( 50) 16.3(33.7%)	123( 98) 83.1% (66.2%)
정확분류율		84.21% (70.49%)		81.89% (68.11%)	

주1. 괄호 안은 교차타당화 집단.

주2. 집단 1과 집단 2는 모두 정상인 150명과 환자 148명으로 구성.

## 논의

### MMPI-168에 대한 긍정적인 평가

일반적으로 MMPI 단축형을 제작할 때나 그것들의 효율성을 증명하려고 할 때 크게 두 가지 방법을 사용한다. 가장 빈번히 사용되는 방법은 MMPI 원형과 단축형간의 척도별 상관도 검증인데, 이 점에 대해서는 원저자들(Overall & Gomez-Mont, 1974)의 연구결과 뿐만 아니라, Newmark와 Finch(1976) 및 Newmark, Newmark, 그리고 Cook(1975)의 연구에서도

높은 상관율을 입증하고 있다. 본 연구에서도 적어도 심리측정적 제반 검증에서는 양자간에 유의미한 차이를 발견할 수 없다. 또한 Overall, Hunter 및 Butcher(1973)의 연구에서는 MMPI-168의 요인구조가 MMPI원형의 요인구조와 유사하다고 보고하기도 했다.

다른 한가지 방법은 MMPI-168과 외적준거와의 비교인데, 만족스런 외적준거는 환자의 증상이나 임상적 양상이다. Newmark등(1978)은 외적 타당도의 기준으로 Brief Psychiatric Rating Scale(BPRS)을 사용하였는데, 의미있는 차이가 발견되지 않는다고 하였으며, Newmark와

Tibideaux (1979)는 MMPI원형과 BPRS간의 상관도와, MMPI-168과 BPRS간의 상관을 비교했을 때, 24개 중에서 오직 하나에서만 유의미한 차이를 나타낸다고 보고하였다. 뿐만 아니라, 같은 연구에서 Newmark와 Tibideaux (1979)는 Lachar (1974)의 해석체계를 기초로 심리검사 보고서를 작성하여 평가하게 했을 때, MMPI원형을 사용하나 MMPI-168을 사용하나 양자간에 의미 있는 차이를 발견할 수 없었다. MMPI원형과 MMPI-168의 보고서는 정신과 전문의, 심리학자, 정신과 간호사 및 정신과 전공의로 구성되는 정신과팀에 의하여 평정받았다. 이 연구는 매우 의미하는 바가 크다고 저자들은 생각한다.

### MMPI-168에 대한 부정적 평가

일반적으로 MMPI단축형에 대한 비판적인 견해도 많아서, 그들은 단축형이 기껏해야 MMPI원형과 유사한 척도치를 보일 수 있을 것이며, 임상적 예측을 할 수 있기에 너무나 한계가 많다고 주장한다(Graham, 1987; Greene, 1982; Hart, Mcneill, Lutz, & Adkins, 1986; Helmes & McLaughlin, 1983; Hoffmann & Butcher, 1975; Streiner & Miller, 1986; Willcockson, Bolton, & Dana, 1983). 그러나 이들의 글을 자세히 읽어 보면 비판을 위한 비판과 같은 인상을 주는 경우가 많고, 어느 한 두 가지 단축형의 문제점을 모든 단축형에 일반화하고 있으며, 긍정적인 측면에 대한 관심이 편파적으로 부족함이 역력하다. 가장 최근에 출판된 논문들중 MMPI단축형의 문제점들을 거론한 것으로는 Butcher와 Hostelter(1990)의 것이 있는데, 그것을 기초로 몇 가지 논의해 보고자 한다.

첫째로는 신뢰도의 문제이다. Butcher와 Hostelter(1990)는 MMPI 단축형은 원형보다 척도별 신뢰도가 낮으며, 신뢰도의 저하는 타당도의 저하를 가져온다고 한다. 단축형과 원형 MMPI의 척도별 상관이 다소 높은 것은 (.52 -.97), 동일 답안지로부터 두 가지 MMPI의 점수를 채점했기

때문이라고 그들은 주장한다. 동일 답안지를 사용하는 문제는 앞으로 재평가의 필요성이 있는 문제점이라 하겠다. 그러나 저자들이 본 논문에서 제시한 심리측정적 논리와 실증적 결과에 의하면 이 같은 결론이 반드시 옳은 것은 아니다. 원척도의 내적일치도가 높으면 단축형의 내적일치도는 낮아지지만, 준거가 복합적인 경우 타당도에는 크게 차이가 나지 않을 수도 있는 것이다.

둘째로, 그리고 보다 중요한 것으로는, MMPI 단축형과 외적준거와의 상관으로서, 즉 단축형의 예측타당도가 얼마나 높은가 하는 문제이다. 지금 까지는 이 문제를 단축형과 원형MMPI간의 척도별 상관이나 혹은 상승척도형태간의 상관(일치율)을 기준으로 논의하였다(Armentrout, 1970; Armentrout & Rouzer, 1970; Finch et al., 1975; Gaines, Abrams, Toel, & Miller, 1974; Harford et al., 1972; Hoffman & Butcher, 1975; Huisman, 1974; Jabara & Curran, 1974; Palmer, 1973; Percell & Delk, 1973; Rybolt & Lambert, 1975; Svanum et al., 1981; Thornton, Finch, & Griffin, 1975). 그러나 여기에는 분명히 문제가 있다. MMPI원형의 상승척도형태가 단축형의 그것보다 임상적 양상을 더 잘 반영한다는 증거가 있어야 한다. 이 점이 MMPI-168을 제작한 Overall과 Gomez-Mont가 가장 큰 목소리로 주장하는 논쟁점이다. MMPI-168의 저자들은 이 단축형이 임상적 타당도가 더 높다고 주장하여, 별도의 해석집을 출판한 것이다(Vincent et al., 1984). 본 논문에서 시도한 판별분류함수식과 같이 가중된 척도의 결합에 의한 진단방식이 임상적 해석에 있어서는 MMPI원형의 상승척도형태보다 더 나은 결과를 가져올지는지도 모르며, 이것은 앞으로 추후 검증을 필요로하는 문제점이다. 결과적으로 볼 때에는 MMPI단축형이 하나의 새로운 검사가 될 수도 있는 것이다(Streiner & Miller, 1986). 뿐만 아니라 앞에서 열거한 MMPI단축형과 원형간의 상승척도형태간의 일치도의 저하를

보고한 여러 연구들이 대부분 Mini-Mult에 관한 것이며, MMPI-168에 관한 것은 불과 2개 정도 밖에 되지 않는다.

본 연구에서는 MMPI원형과 MMPI-168 단축 형간에 의미있는 심리측정적 특성의 차이를 확인 할 수 없었다. 저자들은 원형 MMPI와의 일치도에 집착하지 않고, 새로운 검사를 제작하는 마음 가짐으로 MMPI-168의 한국판을 개발하고자 하며, 앞으로의 과제는 MMPI-168의 임상적 타당도를 검증하는 일이 남아있다. 본 연구는 한국판 MMPI-168을 개발하는 첫번째 단계로 MMPI원형과의 심리측정적 특성을 비교하여 본 것으로, 이 자료를 기초로 하여 MMPI-168을 MMPI원형의 대신으로 사용한다거나, MMPI원형의 해석을 그대로 적용해도 되는 것은 아님을 지적해 두고자 하며, 이것이 본 연구의 한계라고 할 수 있다. 다만 정상인과 정신과적 문제를 가지고 있는 사람들의 대체적인 변별의 목적은 달성되었다고 하겠으며, 이 결과를 가지고 임상적 진단을 시도한다거나 정신역동적 해석을 내리는 것은 아직 허용되지 않는다.

## 참 고 문 헌

김영환, 김재환, 김중술, 노명래, 신동균, 염태호, 오상우(1989). 다면적 인성검사(MMPI). 서울:한국가이던스.

Armentrout, J.A. (1970). Correspondence of the MMPI and Mini-Mult in a college population. *Journal of Clinical Psychology*, 26, 493-495.

Armentrout, J.A., & Rouzer, D.L. (1970). Utility of the Mini-Mult with delinquents. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 34, 450.

Ben-Porath, Y.S., Slutake, W.S., & Butcher, J.N. (1989). A real-data simu-

lation of computerized adaptive administration of the MMPI. *Psychological Assessment: A Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 1, 18-22.

Butcher, J.N., & Hostelter, K. (1990). Abbreviating MMPI item administration: What can be learned from the MMPI for the MMPI-2? *Psychological Assessment: A Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 2, 1, 12-21.

Butcher, J.N., Keller, L.S. & Bacon, S. F. (1985). Current developments and future directions in computerized personality assessment. *Journal of consulting and clinical Psychology*, 53, 803-815.

Butcher, J.N., & Keller, L.S. (1984). Objective Personality assessment. In G. Goldstein & M. Hersen(Eds.) *Handbook of psychological assessment* (pp. 307-331). New York : Pergamon Press.

Butcher, J.N., & Owen, P.L. (1978). Objective personality inventories: Recent research and some contemporary issues. In B. Wolman(Ed), *Handbook of clinical diagnosis of mental disorders* (pp. 475-545). New York : Plenum Press.

Cattell, R.B., Eber, H.W., & Tatsuoka, M.M. (1970). Handook for the sixteen Personality Factor Questionnaire(16PF). Champaign, IL : Institute for Personality and Ability Testing.

Cattin, P. (1980). Estimation of the predictive power of a regression model. *Journal of Applied Psychological Measurement*, 26, 291-309.

Clavelle, P.R., & Butcher, J.N. (1977). An adaptive typological approach to psychiatric screening. *Journal of Con-*

- sulting and Clinical Psychology, 45, 851-859.
- Dean, E.F. (1972). A lengthened Mini : The Midi-Mult. *Journal of Clinical Psychology*, 28, 68-71.
- Faschingbauer, T.R. (1974). A 166-item short form of the group MMPI : The FAM. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 42, 645-655.
- Ferguson, R.G. (1946). A useful adjunct to the MMPI scoring and analysis. *Journal of Clinical Psychology*, 2, 248-253.
- Finch, A.J., Kendall, P.D., Nelson, W. M., & Newmark, C.S. (1975). Application of the FAM to parents of emotionally disturbed children. *Psychological Reports*, 37, 571-574.
- Gaines, L.S., Abrams, M.H., Toel, P., & Miller, L.M. (1974). Comparison of the MMPI and the Mini-Mult with alcoholics. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 42, 691.
- Graham, J.R. (1977). *The MMPI : A practical guide* (2nd ed.), New York : Oxford University Press.
- Grant, H. (1946). A rapid personality evaluation based on the MMPI and the Cornell Selectee Index. *American Journal of Psychiatry*, 103, 33-41.
- Greene, R.L. (1982). Some reflections on "MMPI short forms : A literature review." *Journal of Personality Assessment*, 46, 486-487.
- Griffin, P.T., & Danahy, S. (1982). Short form MMPI's in medical consultation : accuracy of the-Hs-Hy dyad compared to the standard form. *Journal of Clinical Psychology*, 38, 134-136.
- Harford, T., Lubetkin, B., & Alpert, G. (1972). Comparison of the standard MMPI and the Mini-Mult in a psychiatric outpatient clinic. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 39, 243-245.
- Hart, R.R., McNeill, J.W., Lutz, D. J., & Adkins, T.G. (1986). Clinical comparability of the standard MMPI and the MMPI-168. *Professional Psychology : Research and Practice*, 17, 269-272.
- Helmes, E., & McLaughlin, J.D. (1983). A comparison of three MMPI short forms : Limited clinical utility and classification. *Journal of Consulting & Clinical Psychology*, 51, 786-787.
- Hoffmann, N.G., & Butcher, J.N. (1975). Clinical limitation of the Minnesota Multiphasic Personality Inventory short forms. *Journal of Clinical Psychology*, 43, 32-39.
- Holzberg, J., & Alessi, S. (1949). Reliability of the shortened Minnesota Multiphasic Personality Inventory, *Journal of Consulting Psychology*, 13, 288-292.
- Huberty, C.J. (1984). Issues in the use of interpretation of discriminant analysis. *Psychological Bulletin*, 95, 156-171.
- Hugo, J.A. (1971). Abbreviation of the MMPI through multiple regression (Doctoral dissertation, University of Alabama, 1970). *Dissertation Abstracts International*, 32, 1213B.
- Huisman, R.E. (1974). Correspondence between Mini-Mult and standard MMPI scale scores in patients with neurological disease. *Journal of Consulting and*

- Clinical Psychology*, 42, 149.
- Jabara, R.F., & Curran, S.F. (1974). Comparison of the Minnesota Multiphasic Personality Inventory and Mini-Mult with drug users. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 42, 730-740.
- Jorgenson, C. (1958). A short form of the MMPI. *Australian Journal of Psychology*, 10, 341-350.
- Keller, L.S., Butcher, J.N., and Slutske, W.S. (1990). Objective personality assessment. In G. Goldstein & M. Hersen(Eds.), *Handbook of Psychological Assessment* (pp. 345-386). New York : Pergamon Press.
- Kincannon, J.C. (1968). Prediction of the standard MMPI scale scores from 71 items: The Mini-Mult. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 32, 319-325.
- King, M.G., Stanley, G.V., & Campbell, I.M. (1984). A statistical audit of the clinical utility of the 168 item version of the MMPI. *Journal of Clinical Psychology*, 40, 740-743.
- Kleinmuntz, B., & McLean, R.S. (1968). Computers in behavior science: Diagnostic interviewing by digital computer, *Behavior science*, 13, 75-80.
- Lachar, D. (1974). *The MMPI: Clinical assessment and automated interpretation*. Western Psychological Service.
- Lubin, B., Larsen, R.M., & Matarazzo, J. (1984). Patterns of psychological test usage in the united states 1935-1982. *American Psychology*, 39, 451-454.
- Mac Donald, G.L. (1952). A study of the shortened group and individual forms of the MMPI. *Journal of Clinical Psychology*, 8, 309-3011.
- McLachlan, J.F. (1974). Test-retest stability of long and short from MMPI scales over two years. *Journal of Clinical Psychology*, 30, 189-191.
- Millon, T. (1982). *Millon Clinical Multiaxial Inventory* (3rd ed.), Minneapolis, MN : National Computer Systems.
- Millon, T. (1985). The MCMI provides a good assessment of DSM-III disorders: The MCMI-II will prove even better. *Journal of Personality Assessment*, 49, 379-391.
- Millon, T. (1986). The MCMI-III: Further commentaries. *Journal of Personality Assessment*, 50, 205-207.
- Newmark, C.S., & Finch, A.J. (1976). Comparing the diagnostic validity of an abbreviated standard MMPI, *Journal of Personality Assessment*, 40, 10-12.
- Newmark, C.S., Newmark, L., & Cook, L. (1975). The MMPI-168 with psychiatric patients. *Journal of Clinical Psychology*, 31, 61-64.
- Newmark, C.S., Ziff, D.R., Finch, A.J., Jr., Kendall, P.C. (1978). Comparing the empirical validity of the standard form with two abbreviated MMPI's. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 46, 53-61.
- Newmark, C.S., & Thibodeau, J.R. (1979). Interpretive accuracy and empirical validity of the abbreviated forms of the MMPI with hospitalized adolescents. In C.S. Newmark (Ed.), *MMPI: clinical and Research Trends*, New York :

- Praeger.
- Olson, G.W. (1954). The Hastings short form of the group MMPI. *Journal of Clinical Psychology*, 10, 386-388.
- Overall, J.E., & Gomez-Mont, F. (1974). The MMPI-168 for psychiatric screening. *Educational and Psychological Measurement*, 34, 315-319.
- Overall, J.E., Higgins, W., & DeSchweinitz, A. (1976). A comparison of differential diagnostic discrimination for abbreviated and standard MMPI. *Journal of Clinical Psychology*, 32, 239-245.
- Overall, J.E., Hunter, S., & Butcher, J.N. (1973). Factor structure of the MMPI-168 in a psychiatric population. *Journal of Consulting Psychology*, 41, 284-286.
- Palmer, A.B. (1973). A comparison of the MMPI and Mini-Mult in a sample of state mental hospital patients. *Journal of Clinical Psychology*, 40, 487.
- Percell, L.P., & Delk, J.L. (1973). Relative usefulness of three forms of the Mini-Mult with college students. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 40, 487.
- Rusk, R., Hyerstay, B.J., Calsyn, D.J., & Freeman, C.D. (1979). Comparison of the utility of two abbreviated forms of the MMPI for psychiatric screening of the elderly. *Journal of Clinical Psychology*, 35, 104-107.
- Rybolt, G.A., & Lambert, J.A. (1975). Correspondence of the MMPI and Mini-Mult with psychiatric inpatients. *Journal of Clinical Psychology*, 31, 279-281.
- Sanders, R.L. (1985). Computer-administered individualized psychological testing: A feasibility study. *International Journal of Man-Machine Studies*, 23, 197-213.
- Spera, J., & Robertson, M. (1974). A 104-Item MMPI: The Maxi-Mult. Paper presented at the 82nd Annual Convention of the American Psychological Association, New Orleans, LA.
- Srole, L., Langner, T.S., Opler, M.K., & Rennie, T.A. (1962). *Mental health in the metropolis: The midtown study (vol. 1)*. New York: NeGraw-Hill.
- Streiner, D.L., & Miller, H.R. (1986). Can a good short form of the MMPI ever be developed? *Journal of Clinical Psychology*, 42, 109-113.
- Svanum, S., Lantz, J.B., Laver, J.B., Wampler, R.S., & Madura, J.A. (1981). Correspondence of the MMPI and the MMPI-168 with intestinal bypass surgery patients. *Journal of Clinical Psychology*, 37, 137-139.
- Thornton, L.S., Finch, A.J., & Griffin, J.L. (1975). The Min-Mult with criminal psychiatric inpatients. *Journal of Personality Assessment*, 39, 394-396.
- Vincent, K.R. (1978). Validity of the MMPI-168 on private clinic subpopulations. *Journal of Clinical Psychology*, 34, 61-63.
- Vincent, K.R., Castillo, I.M., Hauser, R.I., Zapata, J.A., Stuart, J.J., Cohn, C.K., & O'shanick, G.J. (1984). *MMPI-168 Codebook*. Norwood: Alex Publishing Corporation.
- Ward, L.C., Wright, H.W., & Taulbee, E.S. (1979). An improvement in the

- statistical validity of the MMPI-168 through modified scoring. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 43, 3, 618-619.
- Weiss, D.J. (1985). Adaptive testing by computer. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 53, 774-789.
- Willcockson, J.C., Bolton, B., & Dana, R.H. (1983). A comparison of six MMPI short forms: Code type correspondence and indices of psychopathology, *Journal of Clinical Psychology*, 39, 968-969.

## **A Validity Study on the MMPI-168 in Korea**

Zoung-Soul Kim

Dong-Gun Park

Seoul National University  
Medical College

Ajou University

A comparison was made between the MMPI standard form and the MMPI-168 short form in terms of psychometric qualities in order to confirm the ability of the latter to screen normals from psychiatric cases. Subjects were 300 normals and 298 psychiatric patients of both sexes aged from 13 to 65. Concurrent validity and differences of means and standard deviations of each validity and clinical scales between the two forms of MMPI suggested that there is no significant difference between the two. Discriminant and classification analysis through double cross-validation confirmed that there is no more than 1% difference in the accuracy of classification between the two forms. Therefore, the MMPI-168 short form is found to effectively screen, at least, normals from psychiatric cases instead of the standard MMPI of 566 items.