

MMPI 단축형 우울척도 개발: 문항기반 요인분석의 사용

정 송* 이 순 목† 이 영 선** 이 민 수

성균관대학교 사회과학부

고려대학교부설 안암병원 정신과

본 연구는 경험적으로 제작된 성격검사인 MMPI-2의 척도2를 요인분석적 접근을 사용해서 간편하게 할 수 있는 가능성을 조사하였다. 즉, 문항반응이론에 기반한 완전-정보 문항 요인분석을 통해 축소하고, 축소된 검사의 신뢰도와 타당도를 살펴보았다. 2008년 1월부터 2009년 5월까지 K병원 임상 심리실에 종합심리평가가 의뢰된 환자 중 313명의 자료를 분석한 결과, MMPI-2 척도2는 3요인 구조가 적합한 것으로 나타났다. 다음으로 각 요인에서 요인계수 0.3 이상의 값을 갖는 문항을 선택하여 요인구조를 살펴 본 결과 각 요인은 ‘주관적 우울감’, ‘대인관계 저하’, ‘신체활동 저하’로 나타났다. 23문항으로 이루어진 단축형 척도는 원척도 점수 분산의 95%를 설명하며(R^2), MMPI-2내의 우울관련 소척도와 .449~.898의 상관을 보였다. 또한 우울증에 대한 선별과 치료 효과 측정에 널리 사용되는 BDI 및 STAI와의 상관 역시 각각 .379, .482(상태), .514(특질)로 나타났다. 단축형 척도의 신뢰도와 타당도, 원척도 예측력을 살펴본 결과, 원척도의 사용이 제한되는 경우나 장애의 선별이 목적인 상황에서 원척도를 대신하여 사용할 수 있음을 시사한다. 끝으로 연구의 제한점과 앞으로의 연구 방향에 대해 논의하였다.

주요어 : MMPI-2, 완전-정보 문항 요인분석, 우울, 단축형 척도

† 교신저자: 이순목, 성균관대학교 심리학과, 서울시 종로구 명륜동 3가

Tel : 760-0492, E-mail : smlyhl@chol.com

* 현재 고려대학교 교육학과 박사과정

** 현재 고려대학교 부설 부부상담연구소에 근무

심리검사를 제작하는 방법은 크게 이론적 방법과 경험적 방법으로 나뉜다. 이론적 방법이란 특정한 이론에 입각하여 문항과 채점방향을 선정하는 방법이다(예: Beck Depression Inventory). 경험적인 방법이란 준거집단(예: 우울 집단)과 통제집단(예: 비 임상적 집단)을 잘 변별해 주는 문항들로 척도를 구성하는 방법이다(황순택, 1997). 특히 경험적 방법에 의해 개발된 검사의 문항구성은 측정되는 구성개념이 가지는 심리학적 구조에서의 개인 차이보다는, 문항 반응에 대한 집단 차이를 좀 더 명확하게 하는 것에 초점이 맞춰진다. 따라서 일반적으로 경험적 접근에 의해 개발된 척도에는 많은 문항과 요인들이 포함되게 된다(Steinberg & Thissen, 1995). 이와 같이 경험적 방법에 의해 개발된 검사 중 하나인 MMPI(Minnesota Multiphasic Personality Inventory)는 1943년 Hathaway와 McKinley에 의해 처음 개발된 이후 미국 뿐 아니라 전 세계적으로 가장 널리 쓰이는 객관적 성격검사이다. 1989년 MMPI의 문제점을 보완하는 동시에 MMPI 표준척도와와의 연속성을 유지하려는 목적으로 MMPI-2가 개정되어, 현재 대부분의 임상 장면에서 종래의 MMPI 대신 사용되고 있다(한경희 등, 2006; Butcher, Dahlstrom, Graham, Tellegen, & Kaemmer, 1989 에서 재인용).

원래 MMPI의 주요기능은 정신과적 장애의 감별진단이다. 감별진단이라 함은 어떤 종류의 정신과적 장애를 앓고 있는지를 확인하는 의미일 수도 있고, 혹은 정신과적 장애가 있는지 없는지를 확인하는 의미일 수도 있다(김중술, 1999). 이러한 기능적 관점에서 볼 때 MMPI의 가장 큰 장점은 광범위한 정보를 바탕으로 정확하고 종합적인 성격 프로파일을 제공한다는 것이다. 그러나 검사 시행시간이

길고 문항수가 너무 많은 것이 단점으로 지적되어 왔다(Archer, Tirrell, & Elkins, 2001). 따라서 지난 수십 년간, 단축된 척도를 가지고 원형 MMPI(full MMPI)와 비슷한 수준의 정보를 얻고자 하는 목적으로 많은 축소형 MMPI가 개발되었다.

따라서 본 연구에서는 경험적으로 제작된 성격검사인 MMPI가 매우 많은 문항을 포함하고 있고 그것이 수검자에게 많은 부담을 주는 것을 감안하여, 심리측정적으로 비슷한 수준의 정보를 제공하면서 보다 간명한(parsimonious) 척도가 가능한 지를 조사하였다. 국내 자료에 기반하여 척도의 축소를 위하여 요인분석적 접근을 사용하였고, 축소된 척도의 타당도를 파악하기 위하여 관련된 척도들과의 관계를 분석하였다.

단축형 MMPI의 종류와 특성

단축형 MMPI(short form MMPI)가 갖는 장점은 다음과 같다. 첫째, 자료의 빠른 수집과 해석을 통해 신속한 평가, 선별이 가능하다. 둘째, MMPI 전체 문항을 시행하기 어려운 환자들(예: 시력이 좋지 않거나, 읽기에 어려움이 있거나, 심한 스트레스로 오랫동안 주의집중을 하기 어려운 사람들 등)에게 사용하기 적합하다. 마지막으로, 임상장면 외에 일반 연구 상황에서 검사 길이와 시행시간 때문에 원형 MMPI의 사용이 제한될 때 유용하게 사용할 수 있다(Jarmusic & Ward, 1988). 위와 같은 장점을 목적으로 다양한 형태의 단축형 MMPI가 제작되었다.

초기의 생략형 MMPI(Abbreviated MMPI)의 연구들은 척도점수 계산에 포함되지 않는 200 문항 가량을 삭제하는 것에 초점을 두었다.

그러나 이러한 생략형 MMPI 연구들은 공통적으로 다음과 같은 제한점을 갖는다. 첫째, MMPI 원형에서 사용 가능한 특수척도들이나 MMPI-2에서 사용 가능한 여러 가지 내용척도나 성격장애 척도와 같은 보조척도들을 적용할 수 없다는 것이다. 이는 채점하는 문항에 포함되지 않는 문항들 속에 특수척도나 보조척도에 속하는 문항들이 있기 때문이다(김중술, 1999). 둘째, 개발된 생략형에 대한 정당성을 입증할 수 있는 후속연구들이 부족하다는 것이다. 각 연구자들이 생략형 MMPI를 제시한 이후 경험 연구가 이루어지지 않아 검사의 신뢰도와 타당도가 지지되지 않았다. 마지막으로, 축소된 검사에 여전히 300~400개의 문항이 포함되어 있어 문항의 수와 시행 시간에 큰 변화가 없다는 제한점이 있다(Stevens & Reilly, 1980).

이후 각 척도별로 요인분석을 실시하여 얻은 문항 군집을 통해 MMPI를 축소한 Kincannon(1968)의 Mini-Mult 및 Maxi-Mult(McLachlan, 1974)와 같이 요인분석적 접근에 의한 축소형 MMPI의 개발이 확산되었다. 하지만 축소형 MMPI 역시 다음과 같은 제한점을 갖는다. 첫째, 원형 MMPI와 각 단축형의 상관, 일치도와 신뢰도 등이 검사를 시행하는 집단에 따라 달라진다. 예를 들어, Midi-Mult(Dean, 1972)는 심각한 정신 병리에 대한 민감도가 떨어져 정신과 외래 및 입원환자에게는 사용이 제한된다. 반대로 Maxi-Mult는 정신과 입원 환자를 대상으로 사용하기는 적절하나, 경미한 정신과 외래 환자와 정상집단에 사용하기에는 적절하지 않다. 둘째, 축소형 MMPI의 문항들이 원형 MMPI 원척도 점수를 예측하는데 제공하는 정보의 양이 너무 적다는 것이다. 이는 축소형 MMPI의 적절성을 평가할 때 원형 MMPI와의

일치도만을 검증하고, 단축형 검사에 포함된 문항들의 원척도 예측력은 검증하지 않았기 때문이다.

심리검사의 시행, 채점, 결과 해석에 컴퓨터를 사용하는 것이 보편화 되면서 1990년대 이후부터는 컴퓨터를 이용한 단축시행 MMPI가 제작되었다. 컴퓨터를 사용한 MMPI 단축 시행법들은 크게 3가지로 나눌 수 있다. 첫 번째는 Kleinmuntz와 McLean(1968)이 처음으로 시도하고 Sanders(1985)가 다시 개발한 방법으로 각 척도에서 5개 문항을 먼저 시행하여 T점수를 산출하고, 그 결과에 따라 다른 문항들을 더 시행할 필요가 있는지의 여부를 결정하는 방법이다. 두 번째는 Clavelle과 Butcher(1977)가 개발한 응용 유형학적 접근(adaptive typological approach)으로 87개 가량의 핵심적인 MMPI 문항들을 실시하여 그 사람이 나타낼 가능성이 많은 MMPI 척도유형을 예측하게 하는 것이다. 그런 다음 그 척도유형을 구성하는 나머지 문항들은 추가로 실시하고, 관련되지 않은 다른 척도들의 문항들은 더 이상 시행하지 않으므로 문항의 수를 줄이게 된다(김중술, 1999). 세 번째로 컴퓨터화된 개별적응평가(computerized adaptive assessment)방법을 사용하여 문항을 축소하는 방법이다. Weiss(1985)는 개별적응검사(adaptive testing)란, 측정되는 속성에 따른 개인차를 바탕으로 각 응답자에게 다른 문항을 제공하는 것이라 정의하였다. 개별적응검사는 최소의 비용으로 최적의 정보를 얻고자 한다(Roper, Ben-Porath, & Butcher, 1991). 따라서 개인별로 실제 사용되는 문항 수를 축소함으로써 검사시행시간을 현저하게 단축시킬 수 있다. 그러나 검사를 실시하기 위해서는 컴퓨터 장비가 필요하며, 응답자를 정신과적 장애의 유무에 따라서만 분류할 경

우 검사정보가 손실 될 수 있다는 단점이 있다(Archer et al., 2001).

축소 방법으로서의 문항기반 요인분석

위와 같이 다양한 형태의 축소형 MMPI에 대한 심리측정적 타당화 작업에는 요인분석이 사용되어 왔다. 즉, 연구자들은 문항간의 상호관계 및 검사의 요인구조 파악, 또는 문항의 축소와 축소된 검사의 타당도를 제시하기 위한 목적으로 요인분석을 실시하였다. 그러나 이전의 MMPI 자료에 대한 요인분석은 원칙도에 비해 상대적으로 적은 문항집합과 사례수를 사용함으로써 몇 가지 제한점을 갖는다. 먼저 사례수가 적은 경우 요인분석을 통해 결정되는 요인의 수효가 안정적이지 못하며, 부분적인 문항 집합을 사용한 경우 분석결과를 원칙도 MMPI에 일반화하는데 제한적이다(Johnson, Null, Butcher & Johnson, 1984). 더 큰 문제점으로, 흔히 사용되는 적률상관계수에 기반을 둔 전통적인 선형적 요인분석은 이분(dichotomous) 또는 다분(polytomous) 문항으로 구성된 성격검사나 태도척도에 적합하지 않은 경우가 많다. 전통적 요인분석에서는 관찰변수가 연속변수이고 정규분포를 이룬다는 핵심적 가정이 있다. 그러나 심리검사의 문항들이 이러한 가정을 충족시키는 것은 매우 드문 일이며, 가정이 위배되는 경우 요인계수(factor loadings)가 과소추정 되거나 또는 요인의 수가 과대추정 될 수 있다(Bock, Gibbons, & Muraki, 1988; Embretson & Reise, 2000). 이러한 문제점을 극복하고자 기존의 적률상관계수대신 사분상관계수(Tetrachoric Correlation Coefficients)를 사용하는 방법과 일반화 최소 제곱법(Generalized Least Squares)을 사용하는 방법이 대안으로 제

시되었다. 하지만, 이 역시 문제점과 제한점을 나타냈다. 사분상관계수를 사용하는 경우, 종종 원 상관행렬이 역행렬(inverse)을 갖지 못하는 비정칙 행렬(singular matrix)로 산출되어 요인분석에 적합하지 않은 자료가 되거나, +1 또는 -1에 가까운 값은 불안정한 상관 값을 갖게 된다. 또한 문항이 가진 반응패턴, 곤란도, 변별도, 및 공변하는 정도와 같은 모든 정보 가운데 요약된 통계치(상관, 공분산)만 사용하므로 자료가 제공하는 모든 정보를 사용할 수 없는 단점이 있다. 일반화 최소제곱법은 추정된 사분상관계수의 분산, 공분산 행렬과 그 역을 산출해야 하므로 문항이 증가할수록 계산의 부담이 커지게 된다(Bock et al., 1988). 또한 가중치 행렬의 역이 만들어지지 않거나, 추정이 빈약한 경우 요인분석의 결과가 좋지 않을 수 있다. 따라서 Muthén(1989)은 이분점수 문항에 대한 일반화 최소제곱법 추정방식을 사용할 때 문항의 수효가 30을 넘지 않도록 하고, 문항수효가 10이상이면 표본은 적어도 1000명 이상이 되어야 한다고 권고하고 있다. 이러한 제한은 현실적으로 많은 문항을 가진 심리검사의 분석에 큰 장애가 된다.

따라서 Bock, Gibbons과 Muraki(1988)는 전체 응답자의 반응 유형을 모두 요인분석의 자료로 사용하는 완전-정보 문항 요인분석(full-information item factor analysis)을 개발하였다. 이는 요약치가 아닌 문항 정보 자체에 기반한 요인분석이므로 전통적인 상관기반 요인분석과 달리 문항기반 요인분석이라고 한다. 완전-정보 문항 요인분석은 문항반응이론(Item Response Theory)에 직접적으로 근거한 분석 방법으로, 특히 보상적 다차원 문항반응이론(Compensatory Multidimensional Item Response Theory)과 수리적으로 밀접하게 연관되어 있다

(강태훈, 2007). 먼저 요인분석에 의한 통계적 모형을 살펴보면 다음과 같다.

각각의 문항을 관찰변수로 볼 때, 흔히 사용되는 적률상관계수를 분석 자료로 하는 탐색적-선형적 요인분석에서 관찰변수와 요인들 간의 관계는 식 (1)로 표현된다.

$$u_{ij} = \lambda_{i1}f_{1j} + \lambda_{i2}f_{2j} + \lambda_{i3}f_{3j} + \epsilon_{ij} \quad (1)$$

여기서 u_{ij} 는 문항 i 에 대한 응답자 j 의 반응결과를 의미하며, 이분문항일 경우 응답에 따라 1또는 0의 값을 갖는다. u_{ij} 는 문항을 구성하는 각 공통요인(f)에 대응되는 요인계수 값($\lambda_{i1}, \lambda_{i2}, \lambda_{i3}$)과 공통 요인들에 의해 설명되지 않는 문항 i 만의 고유한 부분(ϵ_{ij})의 합으로 이루어진다. 따라서 0 또는 1의 값을 갖는 이분변수인 관찰변수(u_{ij})를 연속변수인 공통요인(f)과 고유요인(ϵ_{ij})의 합으로 나타내므로, 모형에 의해 예측되는 대부분의 관찰변수의 값은 실제 변수 값인 0또는 1과 같은 정수가 되지 않는다. 그리고 때로는 0보다 작거나 1보다 클 수도 있기 때문에 기본적으로 정확하지 않은 모형임을 알 수 있다(강태훈, 2007).

이를 해결하고자 정수의 값을 갖는 관찰변수 대신 문항에 대한 정답 가능성을 종속변수로 하여 Thurstone의 다요인 모형에 적용하면 다음과 같이 표현된다.

$$y_{ij} = \alpha_{i1}\theta_{1j} + \alpha_{i2}\theta_{2j} + \dots + \alpha_{im}\theta_{mj} + \epsilon_{ij} \quad (2)$$

여기서 y_{ij} 는 문항 i 에 대한 응답자 j 의 정답 가능성을 의미하는 연속변수이다. 이 값이 문항의 표준 곤란도(standard difficulty)보다 크

거나 같은 경우, 응답자는 정답을 맞힌 것으로 본다. 반대로 y_{ij} 의 값이 표준 곤란도보다 작은 경우 응답자는 오답한 것으로 본다. y_{ij} 는 식 (1)과 마찬가지로 문항 i 를 구성하는 각 속성요인(θ_{1j}, θ_{2j})에 대응되는 요인계수(α_{i1}, α_{i2})와 개인의 속성으로 설명되지 않는 오차 변수(ϵ_{ij})의 합으로 이루어진다.

문항기반 요인분석에서는 요인계수와 함께 문항의 곤란도 또는 문항이 가지는 속성수준에 대한 정보를 제공한다. 따라서 척도 개발이나 문항 분석에서 측정의 정확성을 향상시킬 수 있으며, 문항반응 자료 내 심리 구조와 상관이 높은 문항을 선택하여 적은 문항으로도 많은 정보를 제공할 수 있게 된다(Steinberg & Thissen, 1995). 요인의 수효를 결정하는 방법은 χ^2 차이 검증을 사용한다. 즉, k 개 요인을 가지는 모형일 때의 자유도 및 χ^2 값과 $k+1$ 개 요인을 가지는 모형일 때 자유도 및 χ^2 값을 비교한다. 즉, 요인의 수효가 커지면서 주어진 자유도 감소(검증력 상실)에 비해 충분히 모형의 합치도가 좋아지는지(χ^2 값이 낮아지는가)를 검토하게 된다. 감소한 자유도에 비해 모형의 합치도가 충분히 좋아지지 않은 경우 간명한 k 개의 요인 모형을 선택하게 된다(이순목, 반재천, 이형초, 최윤경, 이순영, 2007).

이분 채점된 문항에 요인분석적 접근을 적용시킨 프로그램으로는 Mplus(Muthén & Muthén, 2001), NOHARM(Fraser & McDonald, 1988), 그리고 TESTFACT(Bock et al., 2003)이 있다. 이들 가운데, 요약된 정보 즉, 제한된 정보를 분석하는 Mplus, NOHARM과 달리 TESTFACT는 관찰된 정답반응과 오답반응 자체를 통해 분석하는 완전-정보 문항 요인분석

을 바탕으로 한다. TESTFACT의 장점은 모수의 범위 제한을 위한 사전 분포 설정이 가능하며, 요인의 기초구조를 회전하는 방식으로 VARIMAX회전과 PROMAX회전의 해를 제공하는 것이다. 특히 PROMAX회전의 해는 요인간 상관을 제시하므로써, 다차원으로 구성된 검사에서 각 차원별로 분리된 하위 문항 집합의 일차원성을 증명할 때 유용하게 사용된다(Bock et al., 1988). 또 추측도가 명시되는 경우, Carroll(1945)이 언급했던, 추측에 의해 정답할 가능성을 고려하여 수정된 사분상관행렬을 산출하게 된다. 이 행렬은 주변최대우도추정방법의 초기치(starting values)와 잔차(관찰된 상관 - 모형에 의해 기대되는 상관)계산을 위한 기초자료로 사용된다. 마지막으로 Mplus와 마찬가지로 모형의 합치도를 나타내는 “잔차 차이 행렬(matrix of residual correlations)”을 제공한다.

본 연구에서는 이분 문항으로 구성된 MMPI-2의 척도 중, 척도2(우울)를 대상으로, 위에서 언급된 문항기반의 요인분석 방법인 완전-정보 문항 요인분석을 적용하여 축소시키고 회귀분석을 통해 단축된 척도의 원척도 점수 예측력을 검증하였다. MMPI내 모든 척도에 대한 시도를 하기에는 아직은 많은 검토가 필요하므로 비교적 환자가 많은 우울에 대한 척도를 먼저 시도하게 되었다. 또한 검사의 신뢰도와 타당도를 검증하여 단축형 MMPI의 유용성을 살펴보았다.

연구 방법

연구설계

이 연구에서는 응답자가 직접 작성한 MMPI-2를 바탕으로 자료를 수집하는 표본조사(survey)를 실시하였다. 자료는 2008년 1월부터 2009년 5월 사이에 K병원 임상 심리실에 종합심리평가가 의뢰된 환자를 대상으로 연구의 목적과 취지를 설명하여 동의를 얻은 뒤 수집되었다. 축소 및 타당화 방법으로는 문항들내의 정보를 최대한 사용하면서 요인타당도를 확보하기 위한 문항기반 요인분석, 공시타당도(concurrent validity)를 보이기 위해 BDI(Beck Depression Inventory) 및 STAI(Stat-Trait Anxiety Inventory)와의 상관분석, 가장 중요한 준거인 원척도에 대한 예측력을 파악하기 위하여 회귀분석을 사용하였다.

연구대상

수집된 자료 중 불성실하게 응답된 자료를 제외하고, 총 313명의 자료를 분석하였다. 전체 대상자 중 남자는 155명(49.5%), 여자는 158명(50.5%)이었다. 평균연령은 42.81세(SD=16.09)이었으며 16세부터 82세까지 다양한 연령의 자료가 수집되었다.

측정도구

MMPI-2 2변 척도

MMPI-2의 10개의 임상척도 중 척도2는 우울에 관련된 2가지 측면을 측정한다. 첫 번째는 절망과 비관주의 같은 개인의 정동과 죽음, 자살에 대한 선입견 등과 같은 인지상태를 측정한다. 두 번째는 우울증을 경험할 가능성이 있는 완벽주의와 자아에 대한 불만족 경향,

과도한 통제 경향 등의 성격적 특성을 측정한다(Bucher et al., 1989; Childs, Dahlstrom, & Panter, 2000).

10개의 임상척도와 더불어 MMPI-2에서는 각 모척도의 좀 더 명확한 해석을 위해 소척도, 내용척도, 재구성 임상척도 등을 함께 제시한다. 2번 척도와 관련된 소척도는 총 5개로 D1은 주관적 우울감을 측정하는 32문항, D2는 정신운동지체를 측정하는 척도로 14문항으로 구성되어 있다. D3는 신체적 기능장애 척도로 11문항, D4는 둔감성 척도로 15문항으로 이루어져 있다. 마지막으로 D5에는 깊은 근심을 측정하는 10문항이 포함되어 있다. 내용 소척도는 개별 척도의 내적 일관성을 최대화하려는 목적으로 개발된 것으로 우울은 동기 결여(DEP1), 기분부전(DEP2), 자기비하(DEP3), 자살 사고(DEP4)를 측정하는 4개의 하위척도로 이루어져 있다. 재구성 임상척도는 기존 임상척도가 척도 상승의 의미 파악이 불명확하고, 임상척도 간 높은 상관으로 인해 척도의 차별적 해석이 어려운 점을 극복하고자 개발되었다. 2번 척도와 관련된 핵심요인인 RC2(낮은 긍정 정서)의 점수가 높은 경우, 사회적 상황에서 철수되어 있으며 즐거움을 느끼지 못한다. 또한 결정을 내리고 일을 마무리 하는데 어려움을 느끼며 우울증을 경험할 위험성이 높아지게 된다.

각 문항에 대해 응답자는 ‘그렇다’ 또는 ‘아니다’에 표시를 하며 이는 문항의 채점 방향과 일치할 경우 1점, 불일치할 경우 0점으로 채점되어, 각 척도에 대한 원점수와 T점수가 계산된다. 본 연구에서는 MMPI-2 전체 567문항 중 2번 척도 채점에 사용되는 문항들만을 (57 문항) 분석하였다.

BDI(Beck Depression Inventory)

우울증에 대한 연구에서 응답자를 선별하거나 치료 효과를 측정하는데 널리 사용되는 자기 보고형 질문지 중 하나가 BDI(Beck Depression Inventory by Beck, Ward, Mendelson, Mock, & Erbaugh, 1961)이다. BDI는 우울의 정서적, 인지적, 동기적, 생리적 증상 영역을 포함하는 21문항으로 이루어져 있으며, 기술되어 있는 4개의 진술(0~3점) 중 자신에게 가장 적절하다고 생각되는 하나를 선택하도록 되어 있다(이영호, 송중용, 1991). 선택한 문항 점수의 총점이 0~9점인 경우 우울하지 않은 상태, 10~15점은 가벼운 우울 상태(mildly), 16~23점은 중한 우울 상태(moderately), 24~64점의 경우 심한 우울 상태(severely)로 본다. 본 연구에서는 이영호와 송중용(1991)이 번역한 한국판 Beck 우울척도를 사용하였다.

STAI(Spielberger's State-Trait Anxiety Inventory)

Spielberger의 상태-특질 불안척도는 총 40문항으로 20문항은 상태 불안을, 20문항은 특질 불안을 측정하도록 구성되어 있다. 각 문항마다 전혀 해당이 없는 경우(1점)에서 매우 해당되는 경우(4점)까지 점수가 주어지게 되며, 상태 불안 척도는 10문항, 특질 불안 척도는 7문항이 역채점 된다(강민아, 임경희, 2006). 총점 범위는 20점에서 80점 사이이며, 남, 여에 따라 채점 기준이 달라진다. 점수가 높을수록 불안 수준이 높은 것을 나타낸다. 본 연구에서는 김정택과 신동초(1978)가 번역한 한국판 STAI를 사용하였다.

분석방법

분석에 앞서 응답자들의 척도점수가 정규분

포를 따르는지 살펴보았다. Kolmogorov-Smirnov 검증결과, K-S의 Z값 1.144에 대한 유의확률이 .146으로 '주어진 자료의 분포가 정규분포를 따른다'라는 영가설을 기각하지 않았다. 따라서 척도점수는 정규분포를 따르며 평균은 31.43, 표준편차는 7.57이다. 척도와 왜도는 각각 -.574, -.194로 정규분포보다 약간 완만한 모양에 부적분포를 보인다.

개략적인 요인 수효 결정을 위해 SAS 9.1 프로그램을 이용한 탐색적 요인분석을 실시하였다. 요인분석의 모형은 공통요인분석을 기초구조는 단일주축분해법을 사용하였으며, 사전공통분 추정치 추정방법은 다중상관제곱치 (Squared Multiple Correlation: SMC)로 지정하였다. 요인의 수효 결정은 누적분산비율, 스크리 검사 및 해석가능성을 통해 이루어 졌다. 또한 추출된 요인 구조의 내용적 해석을 위해 CEFA 2.0(Browne, Cudeck, Tateneni, & Mels, 2004)을 사용하여 사각회전을 실시하였다. CEFA 실행 시 기초구조를 구하기 위한 차이 함수(discrepancy function)는 일반화 최소 제곱법 (GLS), 회전을 통해 최종구조를 구하기 위한 회전기준(rotation criterion)은 Geomin을 사용하였다. 완전-정보 문항 요인분석은 TESTFACT 4.0을 통해 실시하였다. EM 순환(cycles)은 최대 80번, 수렴 기준은 .005로 지정하였다. 요인점수는 EAP(Expected A Posteriori)¹⁾방식으로 추정

1) EAP (Expected A Posteriori): 응답자의 능력모수를 찾기 위해 사후분포를 적용하는 것은 최대사후 추정(MAP)과 동일하나, 최대사후추정에서는 반복계산을 통해 사후분포의 최대치(mode)에서 능력모수를 찾는 것에 반해 EAP에서는 사후분포의 평균(mean)에서 능력모수를 추정한다. 따라서 반복계산을 하지 않으므로 계산상 좀 더 간편하며, 특히 컴퓨터화 개별적용검사(Computerized Adaptive Testing)에서 적용 가능성이 높다(Embretson

되었으며, 사각회전은 PROMAX 방법을 사용하였다.

단축형 척도제작을 위한 문항 선별은 비교적 큰 값이라고 할 수 있는 요인계수 0.3이상을 기준으로 하였다. 단축형 척도의 원척도 점수 예측력은 원형 MMPI-2 척도2의 원점수를 종속변수, 단축형 척도의 문항들을 예측변수로 하여 SAS 9.1을 통해 회귀분석을 실시하였다. 추가로 BDI및 STAI와 단축형 척도 점수와의 상관관계를 통해 단축 척도의 공시타당도를 살펴보았다.

결 과

탐색적 요인분석

요인수효 결정을 위한 탐색적 공통요인분석 결과 고유치의 현저한 차이는 1번 요인~5번 요인에 걸쳐서 계속적으로 차이가 발생하고 있으며(표 1 참조), 급격한 차이 및 평준화 (sharp drop & levelled off)를 기준으로 하는 스크리 검사(Cattell, 1966)에서는 3번 요인의 고유치와 5번 요인의 고유치에 큰 차이가 있었다. 누적분산비율을 살펴보면 5번 요인까지의 분산비율이 74%이다. 공통요인분석에서 전체 공통분산의 75-80% 정도가 설명되면 그 이후에 추가되는 요인으로 인한 분산 비율이 아주 크지 않는 한 더 이상의 요인을 추가하지 않아도 된다(Gorsuch, 1983). 한편 적정수효라고 생각되어도 ± 1 개를 더 분석하여 검토하는 것은 탐색적 분석이 완벽하게 분석적이지 못함을 감안하는 관행이다. 따라서 4요인, 5요인, 6요인 모형에 대하여 CEFA를 사용하여 사각회

& Reise, 2000, pp. 177-179).

표 1. 요인별 고유치 및 누적분산비율(SAS)

요인	고유치	차이	분산비율	누적분산비율
1	9.282	6.430	0.430	0.430
2	2.852	1.303	0.132	0.562
3	1.549	0.352	0.072	0.634
4	1.197	0.114	0.055	0.689
5	1.083	0.163	0.050	0.739

표 2. 모형별 사각회전 결과(CEFA)

요인수효	χ^2	<i>df</i>	RMSEA	ECVI	$\Delta\chi^2(\Delta df)$
0	12386.226	1596	.147	10.596	
4	1591.376	1374	.023	6.889	
5	1509.135	1321	.021	6.965	82.241(53)**
6	1427.130	1269	.020	7.036	82.005(52)**

** $p < .01$ 표 3. TESTFACT 정보를 이용한 모형 간 χ^2 차이 검증

모형	χ^2	<i>df</i>	$\Delta\chi^2(\Delta df)$
3	10235.97	155	
4	10170.22	118	65.75(37)**
5	10052.08	82	수렴되지 않음

** $p < .01$

전을 통한 최종해를 구하였다.

사각회전 결과 4요인에서 6요인으로 요인의 수가 증가하여도 χ^2 값이 유의하게 감소하고 있음을 알 수 있다. 개략화 오차평균(RMSEA) 또한 4요인 모형 .023, 5요인 모형 .021, 6요인 모형 .020으로 세 모형 모두 좋은 합치도(.05이하이면 좋은 합치도)를 보이고 있다. 하지만 모형 비교 시 사용되는 교차타당도지수(Expected Cross-Validation Index: ECVI, 값이 낮

을수록 좋은 모형)는 요인의 수가 증가할수록 값이 커지는 경향을 보인다. 따라서 적절한 합치도를 보이면서 이론적으로 간명한 구조를 보이는 4요인 모형을 해석하기로 하였다.

완전-정보 문항 요인분석을 통한 단축척도

탐색적 요인분석을 통해서 얻은 요인 수효를 바탕으로 완전-정보 문항 요인분석을 실시하였다. TESTFACT 4.0 에서 제공하는 χ^2 값을

사용하여 모형 간 차이검증을 하여 완전-정보 문항 요인분석에서도 4요인 모형이 척도에 적합한지 확인해 보았다. 3요인과 4요인 모형의 χ^2 차이는 65.75($\Delta df = 37$, $p\text{-value} < .01$)으로 통계적으로 유의하였다. 하지만 5요인 모형은 분석이 수렴하지 않아 통계적 검증이 불가능하였다. 따라서 SAS를 이용한 탐색적 요인분석의 결과와 마찬가지로 4요인 모형이 적절한 것으로 판단되었다.

타당한 내용적 해석을 위해 각 요인에 속한 문항들 중 요인계수가 0.3 이상인 문항들은 선택하여 4요인 모형의 요인구조를 살펴보았다. 요인계수는 전통적으로 값이 적어도 0.3 이상은 되어야 하며, 요인의 세로줄 내에서 절대치로 볼 때 큰 값의 집단과 작은 값의 집단이 현저하게 구분되는 경계선의 값을 초과하는 변수들을 지표변수(indicator)로 해석할 수 있다(이순목, 2000, pp. 84-85). 이 연구에서는 요인계수 0.3 이상을 기준으로 할 때 큰 값들과 작은 값들이 구분되므로 그것을 기준으로 하여 해석 대상 문항을 택하였다. 하지만 이러한 방식으로 구성된 4요인 모형의 4개 요인 중 하나의 요인은 해석이 불가능하였다. 따라서 요인의 수효를 3개로 설정하고 동일한 문항들에 대하여 3요인 모형으로 재분석하였다. 각 요인의 포함되는 문항의 기준은 4요인 모형과 동일하게 하여 모형을 선택한 결과 1요인에 18문항, 2요인에 6문항, 3요인에 13문항으로 총 37문항이 포함되었으며 결과는 표 4와 같다.

내적 일관성 신뢰도 계수(Cronbach α)는 1요인이 .865(18문항), 2요인 .531(6문항), 3요인이 .790(13문항)이었다. 여기서 2번 요인의 문항수가 다른 요인에 대한 문항수의 반밖에 안되는

데, 만일에 2배가 되어 다른 요인과 유사한 길이가 된다면 신뢰도 α 계수는 .690(Spearman-Brown 예언공식 사용) 정도가 된다. 전체에 대한 신뢰도 계수는 .890(37문항)으로 MMPI-2 매뉴얼에서 제시한 표준표본 남녀 집단의 척도2의 내적 일관성 계수(남: .59, 여: .64)보다 상대적으로 높기 때문에 척도 구성에 큰 문제가 없을 것으로 판단된다. MMPI가 경험적인 방식으로 임상척도들을 구성하였고, 따라서 임상척도의 내적 일관성을 확립하려는 시도를 하지 않았기 때문에 한 임상척도 내에 다양하고 이질적인 문항내용들이 포함되고 내적 일관성 신뢰도 계수 값이 비교적 낮게 나타나는 경향을 보인다(Graham, 2005/2007, p. 80).

요인간 상관은 표 5에 제시하였다. 1번 요인은 주관적 우울감, 2번 요인은 대인관계저하, 그리고 3번 요인은 신체활동저하로 해석하였다. 이들간의 상관은 .305~.652로서 아주 큰 편은 아니므로 요인간 변별을 잘 보여주고 있다. 특기할 것은 1번 요인과 3번 요인에 상대적으로 많은 문항이 포함되어, 이 척도를 사용할 때 주관적 우울감이나 신체활동저하보다 많은 변산을 설명하는 요인일 것으로 기대할 수 있다. 한편 단축형 척도개발에서 가장 중요한 준거인 원척도 점수에 대한 예측력이 유의한 문항만을 사용하는 것이 경제적 척도구성이 될 것이다.

단축척도의 원척도 점수 예측력

단축형 척도를 구성하는 문항들의 원척도 점수 예측력을 확인하고자 회귀분석을 실시한 결과(표 6 참조), 요인분석을 통해 선별한 37문항은 원점수의 96%를 설명하였다. 즉, 척도 2를 구성하는 전체 57문항 중 약 65%인 37문

표 4. 3요인 모형의 단축형 척도 구조(TESTFACT)

요인	문항수	문항 번호	요인계수	
1	주관적 우울감	18문항	31	.644
			38	.596
			46	.546
			56	.314
			73	.621
			130	1.000
			146	.441
			147	.390
			215	.530
			233	.533
			9	.548
			10	.366
			75	.718
			95	.627
			109	.551
			143	.376
			165	.365
			223	.736
2	대인관계 저하	6문항	43	.386
			49	.331
			188	.365
			189	.561
			267	.696
			330	.620
3	신체활동 저하	13문항	5	.508
			15	.528
			18	.571
			39	.731
			127	.338
			170	.627
			175	.446
			2	.507
			33	.687
			45	.715
			118	.572
			140	.648
			141	.520

표 5. 요인별 상관

요인	1	2	3
1. 주관적 우울감	(.865)		
2. 대인관계 저하	.305	(.531)	
3. 신체활동 저하	.652	.310	(.790)

주. 대각선 괄호는 신뢰도 계수(α)

표 6. 37개 문항을 사용한 회귀분석 결과

문항	df	회귀계수	표준오차	t	p
절편	1	12.772	.522	24.459	.000
31	1	.508	.360	1.412	.159
38	1	.597	.379	1.576	.116
46	1	.401	.336	1.195	.233
56	1	1.110	.349	3.179	.002
73	1	1.684	.373	4.520	.000
130	1	-.083	.387	-.214	.830
146	1	.982	.348	2.820	.005
147	1	.723	.358	2.020	.044
215	1	.180	.355	.506	.613
233	1	.961	.346	2.782	.006
9	1	1.052	.403	2.608	.010
10	1	1.099	.357	3.076	.002
75	1	.733	.421	1.741	.083
95	1	.732	.386	1.896	.059
109	1	1.145	.327	3.500	.001
143	1	1.310	.312	4.202	.000
165	1	.467	.331	1.410	.160
223	1	1.850	.347	5.329	.000
43	1	.771	.336	2.296	.022
49	1	1.393	.315	4.424	.000
188	1	1.701	.306	5.568	.000
189	1	1.110	.312	3.552	.000
267	1	1.564	.309	5.064	.000
330	1	2.302	.328	7.021	.000
5	1	.955	.323	2.952	.003
15	1	.109	.327	.335	.738
18	1	.446	.358	1.248	.213
39	1	.307	.385	.797	.426
127	1	.787	.407	1.936	.054
170	1	.150	.332	.453	.651
175	1	.568	.379	1.497	.136
2	1	1.133	.331	3.419	.001
33	1	.687	.342	2.007	.046
45	1	1.360	.359	3.787	.000
118	1	.945	.331	2.852	.005
140	1	1.150	.354	3.252	.001
141	1	1.321	.346	3.815	.000

$R^2 = .956, F(37, 275) = 78.022, p = .000$

표 7. 최종 단축척도

요인	문항	신뢰도 α	평균	표준편차
1. 주관적 우울감	56, 73, 146, 147, 233, 9, 10, 109, 143, 223 (10문항)	.767	5.53	2.76
2. 대인관계저하	43, 49, 188, 189, 267, 330 (6문항)	.531	3.46	1.61
3. 신체활동저하	5, 2, 33, 45, 118, 140, 141 (7문항)	.651	3.77	1.94

원척도 점수에 대한 예측력: $R^2=.948$

전체 23문항 총점(X): 신뢰도 $\alpha=.808$, 평균=12.76, 표준편차=4.91, $T=10Z+50 \approx 2X+24$

요인척도간 상관^a: $r(\text{척도1, 척도2})=.331$, $r(\text{척도1, 척도3})=.510$, $r(\text{척도2, 척도3})=.281$

^a 요인분석에서 나오는 요인점수간 상관관이 아니라, 요인에 속한 문항들의 점수를 합산하여 하나의 척도 점수로 하여 세 척도간 상관관을 구한 것임.

항을 사용하면 원점수의 96%를 설명할 수 있는 것이다. 단축형 척도 37문항 중 14문항이 유의수준 .05에서 유의하지 않았으며, 이 중 6 문항은 신체 증상과 관련된 것이며(15번, 18번, 39번, 127번, 170번, 175번), 다른 8문항은 주관적 우울감과 관련된 문항(31번, 38번, 46번, 130번, 215번, 75번, 95번, 165번)이었다. 원척도 점수를 예측하는데 유의한 문항이 아닌 14 문항을 제외한 23문항을 최종 단축형 척도의 구성문항으로 결정하였다: 23문항으로 된 최종 단축척도의 분석결과는 표 7에 제시되었다.

다음으로 단축형 척도의 타당도를 살펴 보기 위해 척도를 구성하는 23문항의 점수를 합산하여 하나의 척도점수를 산출하였다. 계산된 척도 점수와 MMPI-2 내의 Harris-Lingoes 소척도 중 척도2와 관련된 5개의 하위척도(D1~

D5), 내용 척도 중 우울척도(DEP1~DEP4)와의 상관관을 살펴보았다. 척도2의 소척도는 주관적 우울감(D1), D2(정신운동지체), 신체적 기능장애(D3), 둔감성(D4), 깊은 근심(D5) 척도로 이루어져 있다. 내용 소척도는 동기 결여(DEP1), 기분부전(DEP2), 자기비하(DEP3), 자살 사고(DEP4)를 측정하는 4개의 하위척도로 구성된다.

표 8에서 볼 수 있듯이, Harris-Lingoes 소척도 중 주관적 우울감(D1)과의 상관관이 .898로 가장 높았으며 정신운동지체(D2)와는 .449, 신체적 기능장애(D3)와는 .701, 둔감성 척도(D4)와는 .828로, 깊은 근심(D5)과는 .654의 상관관을 보였다. 정신운동지체, 깊은 근심 소척도를 제외하고 전반적으로 .70이상의 높은 상관관을 보이고 있다. 내용 소척도에서는 동기결여(DEP1)와 .628, 기분부전(DEP 2)과 .656, 자기비하

표 8. 단축형 척도와 소척도와의 상관

	주관적 우울감 (D1)	정신운동 지체 (D2)	신체적 기능장애 (D3)	둔감성 (D4)	깊은 근심 (D5)
단축형 척도	.898(**)	.449(**)	.701(**)	.828(**)	.654(**)

** $p < .01$

표 9. 단축형 척도와 내용 소척도와의 상관

	동기결여 (DEP1)	기분부진 (DEP2)	자기비하 (DEP3)	자살사고 (DEP4)
단축형 척도	.628(**)	.656(**)	.546(**)	.473(**)

** $p < .01$

(DEP3)와 .546, 자살사고(DEP4)와는 .473의 상관을 보였다. 자살사고 척도의 경우 최근 혹은 현재 죽음이나 자살에 대해 생각하는지에 대해 직접적으로 묻고 있어 전반적인 정서적, 인지적 또는 행동적 증상에 대해 질문하는 단축형 척도와의 상관이 상대적으로 낮은 것으로 판단된다.

BDI, STAI와의 상관

수집된 313명의 환자 자료 중 BDI와 STAI 척도 점수가 있는 85명의 자료를 바탕으로 단축형 우울척도와의 상관을 살펴보았다. 먼저 BDI 채점 기준에 따라 환자들을 분류하면(표 10 참조) 전체 85명 중 49명이 중등도(moderately) 이상의 우울 상태를 보였다. 단축형 척도와 BDI간의 상관 .379이며, STAI(상태)

와는 .482, STAI(특질)과는 .514의 높은 상관을 보였다. 단축형 척도와 BDI와의 상관이 STAI(상태, 특질)와의 상관보다 낮은 것은 3가지 검사를 모두 실시한 사람들의 자료가 다양한 진료과로부터 수집되어 나타난 것으로 해석될 가능성이 있다. 즉 우울 증상을 나타내는 환자 외에 다른 임상적 증상을 나타내는 사람들이 포함되었으며, 단축형 척도를 구성하는 문

표 10. BDI 채점기준에 따른 분류

분류	빈도(명)	비율(%)
우울하지 않음	19	22.4
경미한 우울(mildly)	17	20.0
중등도 우울(moderately)	18	21.2
심각한 우울(severely)	31	36.5
전체	85	100.0

표 11. 단축형 척도와 BDI, STAI와의 상관

진료과	사례수	BDI	STAI(상태)	STAT(특질)
신경과	22	.527(*)	.741(**)	.696(**)
신경외과	7	.763(*)	.490	.503
이비인후과	1	-	-	-
정신과	55	.332(*)	.395(**)	.454(**)
전체	85	.379(**)	.482(**)	.514(**)

주. 이비인후과는 사례수가 1명으로 통계적 검증이 불가능함

* $p < .05$, ** $p < .01$

항 또한 우울증상 뿐 아니라 불안, 무기력감 등의 전반적인 증상과 관련된 문항들이 포함되었기 때문이다. 진료과 별로 나누어 보면(표 11 참조), 신경과에 내원한 환자집단에서의 상관관계가 가장 높고, 정신과에 내원한 환자집단에서의 상관관계가 가장 낮다. 그러나 신경외과나 이비인후과의 경우 환자수가 충분치 않아 상관관계수의 해석에 주의를 해야 하며, 이후 추가적인 연구가 이루어져야 할 것이다.

논 의

본 연구에서는 개인의 성격적 특성과 정서 상태를 측정하는 연구도구로 가장 광범위하게 사용되는 검사 중 하나인 MMPI-2의 가장 큰 단점으로 지적되어온 많은 문항 수를 요인분석적 접근을 통해 단축시키고, 단축된 척도의 타당도와 신뢰도를 확인해 보았다. 특히 본 연구에서는 MMPI와 같은 이분문항에 적합한 완전-정보 문항 요인분석을 사용하여 MMPI-2 척도2를 축소하고 원척도 점수에 대한 예측력을($R^2 = .948$) 충분히 확보하는 수준에서 경제적인 단축척도를 구성하였다.

연구결과 단축형 척도는 주관적 우울감(10 문항), 대인관계 저하(6문항), 신체활동 저하(7 문항)의 3요인 구조로 파악되었다. 주관적 우울감 요인은 자신에 대한 부정적인 평가와 의욕저하, 불안과 같이 개인이 지각하는 우울감과 관련된 문항들이 포함되어있었으며 가장 일반적인 우울과 관련된 증상들을 측정하고 있었다. 대인관계 저하 요인의 경우 타인에 대한 관심이나 타인과의 활동성을 측정하는 문항들로 구성되어졌다. 마지막으로 신체활동 저하 요인의 경우 실제 표면적으로 나타날 수

있는 신체적인 현상들과 관련된 개인의 상태를 측정하는 문항들이 포함되어 있다. 주요수면, 식욕, 긴장감, 건강염려에 관련된 문항들이 신체활동 저하 요인을 구성하였다. 척도간 상관관계는 주관적 우울감과 대인관계저하가 .331, 주관적 우울감과 신체활동 저하가 .510, 대인관계저하와 신체활동 저하가 .281의 상관관계를 나타냈다. 척도간 상관관계가 충분히 낮았으므로 요인간 변별이 비교적 잘되고 있다. 전체 척도의 신뢰도 α 계수는 .808로 적절한 수준을 보였다. 이는 요인계수와 원척도 점수 예측력을 기준으로 제작된 단축형 척도의 신뢰도, 타당도가 적절함을 의미한다. 원척도 점수 예측력이 매우 높으므로($R^2 = .948$) 실제 장면에서의 유용성 상실이 거의 없을 것으로 판단되었다. 즉, 단축척도 총점을 X라 할 때 “ $2X+24$ ”를 하면(표7 참조) 척도 2번에 대한 T점수가 산출되고 이 T점수를 현행 57문항에 대한 T점수를 대신해서 사용해도 된다고 할 수 있다. 실제로 이렇게 구한 단축척도(23문항) T점수와 원척도(57문항) T점수간 상관관계는 .904였다. 또한 단축척도는 세부적으로 3개의 요인이 구분되어 있어 연구용 또는 상담용으로 유용하게 사용되어, 57문항을 하나의 척도로서 다루는데서 오는 한계를 극복할 수가 있다. 즉, 표7에 있는 3개 하위요인들에 대한 척도점수의 평균과 표준편차를 사용해서 각 하위요인 척도에서의 T 점수를 구하여 대략적인 규준적(normative) 해석이 가능한 것이다.

평가의 일차적 목적은 검사 응시자에 대한 세부적이고 종합적인 기술을 바탕으로 진단, 치료 또는 중요한 결정에 도움을 주는 것이다. 이러한 기능적 관점에서 볼 때, 본 연구에서 제작한 단축형 척도는 임상적 수준의 우울을 보이는 응답자에 대한 다양한 내용적 추론과

향후 치료에 관한 정보를 제공한다. 즉, 우울증과 관련된 3개의 요인 중 점수가 높은 요인에 따라 여러 치료절차 중 가장 효과적인 치료방법을 선택할 수 있을 것이다. 이와 더불어 치료에서 고려해야 할 문제 영역에 관한 정보와 치료의 진행을 촉진하거나 방해할 수 있는 특성에 대해서도 파악할 수 있을 것이다 (Graham, 2005, 2007). 이는 척도 점수가 동일한 경우에도 요인별 분류를 통해 각 응답자의 점수가 어떤 의미를 갖는지 명료화 시킬 수 있음을 의미한다. 따라서 적은 문항을 통해 보다 많은 정보를 수집하며 효율적인 치료계획을 세울 수 있을 것이다.

본 연구는 다음의 제한점을 가지고 있으며, 이러한 연구의 한계를 극복하기 위한 후속 연구를 제안한다. 첫째, 본 연구는 연구대상자 병원에 내원한 사람들을 대상으로 이루어져 연구의 결과가 제한적일 수 있으며 표집된 표본에 따라 단축척도의 문항구성이 달라질 수 있다. 비록 본 연구에서 수집된 자료의 분포가 정규분포를 따르지만, 문항선택의 기준이 통계적인 절차에 의해서 이루어졌기 때문에 표본에 따른 문항선택의 편향이 작용할 수 있다. 이는 앞서 제작된 통계적 방법을 이용한 단축형 척도들의 공통된 제한점으로 작용한다. 따라서 다른 임상 집단을 대상으로 확인적 요인분석을 실시하여 요인구조에 대한 타당성을 확인해야 하며 또한 임상적으로 유의하지 않은 수준의 우울 증상을 나타내는 일반인들을 대상으로 수집된 자료가 포함되는 경우, 척도의 요인구조와 문항선택에 어떤 변화가 있는지 확인해야 할 것이다. 또한 사례수의 제한으로 인해 단일한 표본을 대상으로 요인수효 결정을 위한 탐색적 요인분석과 완전-정보 문항 요인분석을 실시하여 결과 해석

이 제한적일 수 있다. 따라서 이후 다른 표본을 통한 요인구조의 확인이 필요할 것이다. 둘째, MMPI-2 내에 포함된 소척도와와의 상관을 통해 추정된 단축척도의 공시타당도는 문항 중복으로 인해 척도 간 상관이 높아졌을 가능성이 있다.

그러나 이러한 제한점들에도 불구하고 본 연구는 임상집단을 대상으로 요인분석적 접근을 통해 척도를 축소하여 간단히 사용할 수 있는 가능성을 확인하였다. 본 연구의 결과를 확장하여 아래의 향후 연구를 제안한다. 첫째, 본 연구에서는 MMPI-2 내의 10개 임상척도 중 척도2에 대해서만 연구가 이루어졌다. 따라서 나머지 임상척도에 동일한 요인분석방법을 적용하여 단축형 척도를 개발할 수 있는지의 여부와 제작된 단축형 척도의 신뢰도, 타당도에 대한 연구가 지속적으로 진행되어야 할 것이다. 둘째, 본 연구에서는 피험자의 특성에 따른 차별기능 문항을 탐색하지 못하였다. 하지만 우울증과 관련된 많은 연구에서 성차에 대한 일반적인 결과들이 제시되고 있다. 주요우울 장애의 유병률을 살펴봤을 때, 시점 유병률이 남자가 2~3%인데 반해 여자의 경우 5~9%였으며, 여러 역학연구에서 남자보다 여자에게 2배 정도 많이 우울증이 나타난다는 것이 일관되게 보고되고 있다(권석만, 2000, p. 39 참조). 따라서 성별에 따라 차별적으로 기능하는 문항이 발생할 수 있으며 이에 대한 후속 연구를 진행할 수 있을 것이다. 그리고 성별 외에 연령, 학력 등과 같은 다양한 변수에 따른 차별기능문항 탐색 연구가 이루어질 수 있으며 이와 더불어 집단별 편향성을 고려한 척도개발에 대한 연구도 의미 있을 것이다. 마지막으로, TESTFACT 외에 다른 비선형 요인분석 프로그램을 적용한 결

과 비교 연구가 필요할 것이다. 선행연구(Stone & Yeh, 2006)에서 시뮬레이션 연구를 통해 추측도 조건에 따른 다지선다 검사에 대한 Mplus, NOHARM, TESTFACT의 요인분석 결과를 비교하였다. 연구 결과, 추측도가 없는 경우 3가지 방법 모두 유사한 요인구조가 제시됨을 확인 할 수 있었다. 따라서 실제 경험적으로 수집된 자료에서도 이와 유사한 결과가 나타나는지 검증할 수 있을 것이다.

참고문헌

- 강민아, 임경희 (2006). 성폭력 피해 자녀 어머니의 심리적 특성: MMPI, BDI, STAI에 관한 비교연구. *한국심리학회지: 여성*, 11(4), 419-436.
- 강태훈 (2007). 교육 및 심리검사의 구인 타당도 검증을 위한 완전-정보 문항 요인분석의 적용. *교육평가연구*, 20, 173-197.
- 권석만 (2000). *우울증: 침체와 절망의 늪*. 서울: 학지사.
- 김정택, 신동균 (1978). STAI의 표준화에 관한 연구. *최신의학*, 21, 70-72.
- 김중술 (1999). 단축형 인성검사(MMPI-168)와 인성검사 원형간의 임상적 해석의 비교. *한국심리학회지: 임상*, 18, 183-206.
- 이순목, 반재천, 이형초, 최윤경, 이순영 (2007). 인터넷 중독 진단방식의 전환: 규준참조 평가에서 영역참조평가로. *한국심리학회지: 임상*, 26, 213-238.
- 이영호, 송종영 (1991). BDI, SDS, MMPI-D 척도의 신뢰도와 타당도에 대한 연구. *한국심리학회지: 임상*, 10(1), 98-113.
- 한경희, 임지영, 민병배, 이정흠, 문경주, 김중술 (2006). 한국판 MMPI-2의 연구. *한국심리학회지: 임상*, 25, 533-564.
- 황순택 (1997). MMPI 실시 및 해석의 기초. 97년도 정신보건임상심리사 제 1, 2차 학회 공동교육 자료집.
- Archer, R. P., Tirrell, C. A., & Elkins, D. E. (2001). Evaluation of an MMPI-A form: Implications for adaptive testing. *Journal of Personality Assessment*, 76, 76-89.
- Beck, A. T., Ward, C. H., Mendelson, M., Mock, J., & Erbaugh, J. (1961). An inventory for measuring depression. *Archives of General Psychiatry*, 4(June), 53-63.
- Bock, R. D., Gibbons, R., & Muraki, E. (1988). Full-information item factor analysis. *Applied Psychological Measurement*, 12, 261-280.
- Bock, R. D., Gibbons, R., Schilling, S. G., Muraki, E., Wilson, D. T., & Wood, R. (2003). *TESTFACT 4.0* [Computer program and manual]. Lincolnwood, IL: Scientific Software International.
- Browne, M. W., Cudeck, R., Tateneni, K., & Mels, G. (2004). *CEFA: Comprehensive Exploratory Factor Analysis 2.00* [Computer program and manual].
- Butcher, J. N., Dahlstrom, W. G., Graham, J. R., Tellegen, A., & Kaemer, B. (1989). *Minnesota Multiphasic Personality Inventory-2(MMPI-2): Manual for Administration and Scoring*. Minneapolis: University of Minnesota Press.
- Carroll, J. B. (1945). The effect of difficulty and chance success on correlations between items or between tests. *Psychometrika*, 10, 1-19.
- Cattell, R. B. (1966). The scree test for the number of factors. *Multivariate Behavioral*

- Research*, 1, 245-276.
- Childs, R. A., Dahlstrom, W. G., & Panter, A. T. (2000). Item response theory in personality assessment: A demonstration using the MMPI-2 depression scale. *Assessment*, 7, 37-54.
- Clavelle, P. R., & Butcher, J. N. (1977). An adaptive typological approach to psychiatric screening. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 45, 851-859.
- Cohen, J. (1988). *Statistical power analysis for the behavioral sciences*, 2nd ed. Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum.
- Dean, E. F. (1972). A lengthened Mini : The Midi-Mult. *Journal of Clinical Psychology*, 28, 68-71.
- Embretson, S. E., & Reise, S. P. (2000). *Item response theory for psychologists*. Mahwah, NJ, US: Lawrence Erlbaum Associates, Inc., Publishers.
- Fraser, C., & McDonald, R. K. (1988). *NOHARM: A computer program for fitting both unidimensional and multidimensional normal ogive models of latent trait theory*(Version II) [Computer program and manual]. New South Wales, Australia: University of New England.
- Gorsuch, R. L. (1983). *Factor Analysis* (2nd Ed.). Hillsdale, NJ: LEA
- Graham, J. R. (2007). MMPI-2: 성격 및 정신병리 평가 [MMPI-2: *Assessing Personality and Psychopathology*]. (이훈진, 문혜신, 박현진, 유성진, 김지영 역). 서울: 시그마프레스. (원전은 2005에 출판)
- Jarmusik, V. V., & Ward, L. C. (1988). An easily comprehensible MMPI short form for rapid assessment of illiterate patients. *Journal of Clinical Psychology*, 44, 360-367.
- Johnson, J. H., Null, C., Butcher, J. N., & Johnson, K. N. (1984). Replicated item level factor analysis of the full MMPI. *Journal of Personality and Social Psychology*, 47, 105-114.
- Kincannon, J. C. (1968). Prediction of the standard MMPI scale scores from 71 items: Midi-Mult. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 32, 319-325.
- Kleinmuntz, B., & McLean, R. S. (1968). Computers in behavior science: Diagnostic interviewing by digital computer, *Behavior Science*, 13, 75-80.
- McLachlan, J. F. C. (1974). Test-retest stability of long and short MMPI scales over two years. *Journal of Clinical Psychology*, 30, 189-191.
- Muthén, B. O. (1989). Dichotomous factor analysis of symptom data. *Sociological Methods & Research*, 18, 19-65.
- Muthén, B. O., & Muthén, L. K. (2001). *Mplus: Statistical analysis with latent variables* [Computer program and manual]. Los Angeles: Statmodel.
- Roper, B. L., Ben-Porath, Y. S., & Butcher, J. N. (1991). Comparability of computerized adaptive and conventional testing with the MMPI-2. *Journal of Personality Assessment*, 57, 278-290.
- Sanders, R. L. (1985). Computer-administered individualized psychological testing: A feasibility study. *International Journal of Man-Machine Studies*, 23, 197-213.
- SAS Institute, Inc. (2004). *SAS 9.1.3* [Computer program and manual]. Cary, NC: SAS Institute, Inc.
- SPSS Inc. (2006). *SPSS 15.0* [Computer program

- and manual]. Chicago: SPSS Inc.
- Steingberg, L., & Thissen, D. (1995). Item response theory in personality research. In P. E. Shrout & S. T. Fiske (Eds.), *Personality research, methods, and theory: A festschrift honoring Donald W. Fiske*(pp.161-181). Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.
- Stevens, M. R., & Reilly, R. R. (1980). MMPI short forms: A literature review. *Journal of Personality Assessment*, 44, 368-376.
- Stone, C. A., & Yeh, C. (2006). Assessing the dimensionality and factor structure of multiple-choice exams. *Educational and Psychological Measurement*, 66, 193-214.
- Weiss, D. J. (1985). Adaptive testing by computer. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 53, 774-789.
- 1 차원고접수 : 2011. 6. 30.
수정원고접수 : 2011. 8. 22.
최종게재결정 : 2011. 9. 8.

Development of a Short Form of the MMPI Scale 2 using Full-Information Item Factor Analysis

Song Jung

Soonmook Lee

Young-Sun Lee

Min-Soo Lee

Sungkyunkwan University

Korea University Anam Hospital

The Minnesota Multiphasic Personality Inventory(MMPI) is one of the most popular and widely used personality assessment instruments in various settings. The primary advantage of the MMPI-2 is to provide an accurate and comprehensive personality profile based on affluent data. On the other hand, a shortcoming of the MMPI is that length of the test instrument and amount of time required for test administration are too long. Therefore, many researchers have developed short forms of the MMPI, which were of less items and less time consuming than the full MMPI, while retaining its validity and clinical utility. The purpose of this study was to develop a short form of the MMPI-2 (Depression scale) using full-information item factor analysis method. The reliability and validity of our short form were reasonably good. Three factors were extracted and labelled as subjective depression, difficulty in interpersonal relations, and decrease of physical activities respectively. The items of our short form showed a very high utility ($R^2 = .948$) of predicting scores of the full version and high correlations(.449~.898) with Harris-Lingoes subscales and depression subscales. These results indicate that the short form has adequate reliability and validity, and explains the variability of the full version scores sufficiently. Thus it can be used as a substitute when it is not feasible to use the full version. Finally, the implications and limitations of the study along with suggestions for future research are discussed.

Key words : MMPI-2, Full-Information Factor Analysis, Depression, Short form scale