



DIMENSIONES PSICOPATOLÓGICAS DE LAS ESCALAS CLÍNICAS DEL MMPI-2

JOSÉ MORAL DE LA RUBIA

Facultad de Psicología, Universidad Autónoma de Nuevo León, Monterrey, México

Resumen: Este estudio tiene como objetivo determinar el modelo factorial que subyace a las escalas clínicas del Inventario Multifásico de la Personalidad de Minnesota (MMPI-2). A una muestra no probabilística de 362 estudiantes universitarios se les aplicó el MMPI-2. Se eliminó la escala de masculinidad-feminidad por problemas de consistencia interna. Un modelo de tres factores correlacionados con dos correlaciones entre residuos mostró un ajuste adecuado por mínimos cuadrados generalizados e invarianza entre ambos sexos: psicoticismo (escalas de esquizofrenia, psicastenia, manía, desviación psicopática y paranoia), tendencia depresiva (depresión, introversión social, manía y psicastenia) y propensión a trastornos somatomorfos (hipocondría e histeria). Se concluye que este modelo explica la interrelación de las escalas clínicas del MMPI-2 en ambos sexos, y que un factor de simulación de síntomas físicos subyace en la varianza residual entre las escalas de histeria, desviación psicopática e introversión social, el cual está más definido en mujeres que en hombres.

Palabras clave: MMPI-2, psicopatología, psicoticismo, depresión, somatización.

Psychopathological dimensions of the MMPI-2 clinical scales

Abstract: The aim of this study was to determine the factor model underlying the clinical scales of the Minnesota Multiphasic Personality Inventory (MMPI-2). The MMPI-2 was administered to a non-probability sample of 362 undergraduate students. The masculinity-femininity scale was removed on account of problems with internal consistency. By generalized least squares, a model of three correlated factors with two correlations between residuals showed an adequate fit to data and was invariant between sexes: psychoticism (clinical scales of schizophrenia, psychasthenia, mania, paranoia and psychopathic deviation), depressive tendency (depression, social introversion, mania and psychasthenia), and propensity to somatoform disorders (hypochondria and hysteria). It is concluded that this model explains the interrelationship of the MMPI-2 clinical scales of both sexes, and a factor of simulated physical symptoms underlies the residual variance of scales of hysteria, psychopathic deviation and social introversion, which is more defined in women than in men.

Keywords: MMPI-2, psychopathology, psychoticism, depression, somatization.

INTRODUCCIÓN

Con la quinta revisión del Manual Diagnóstico y Estadístico de Trastornos Mentales de la Asociación Psiquiátrica Americana, se han promovido estudios para determinar las dimensio-

nes psicopatológicas que sustentan la agrupación de los trastornos mentales, lo que es facilitado por el enfoque dimensional que trae el nuevo manual (Narrow y Kuhl, 2011). Aunque este enfoque resulta no vedoso dentro del pensamiento psiquiátrico, la definición dimensional de los trastornos ha estado presente en la investigación psicológica desde principios del siglo XX.

En esta línea uno de los cuestionarios más empleados en la evaluación psicopatológica es el Inventario Multifásico de Personalidad de Minnesota (MMPI). Su primera edición fue

Recibido: 13 junio 2013; aceptado: 17 julio 2013

Correspondencia: José Moral de la Rubia, Facultad de Psicología, Universidad Autónoma de Nuevo León, c/Dr. Carlos Canseco 110, Col. Mitras Centro, 64460 Monterrey, Nuevo León, México. Correo-e: jose_moral@hotmail.com

publicada por Hathaway y McKinley en 1943. Fue revisado por Butcher, Dahlstrom, Graham, Tellegen y Kaemmer, en 1989, dando lugar al MMPI-2. En ambas versiones aparecen 10 escalas clínicas. Las puntuaciones de las escalas se definen como suma simple de ítems dicotómicos referentes a síntomas que las personas pueden reportar. Las distribuciones de estas escalas, en población general, son apuntadas y con sesgo hacia los valores de baja frecuencia, por lo que son baremadas por medio de percentiles. Las puntuaciones de percentil de 65 a 79 reflejan posible presencia de un caso clínico y de 80 o mayores indican alta probabilidad de caso clínico.

Existen estudios que exploran las dimensiones que subyacen a las 10 escalas clínicas del MMPI y se habla de tres factores con dos configuraciones distintas. Se presupone que estas dos configuraciones factoriales para el MMPI serían igualmente aplicables a mujeres y hombres, siendo las diferencias entre los sexos en frecuencia, pero no en dimensiones subyacentes.

Una configuración define como factores: tendencia psicótica (esquizofrenia, paranoia, hipomanía y desviación psicopática), tendencia depresiva (depresión, introversión social y psicostenia) y tendencia a la somatización (histeria, hipocondría y feminidad) (Espinosa y Herrera, 2003; Finney, 1966; García y Romero, 2009). Si se incluye hipomanía (con carga inversa) en la definición de la tendencia depresiva y depresión en la definición de la tendencia a la somatización, al ser escalas con cargas altas en estos factores (Espinosa y Herrera, 2003; García y Romero, 2009), al primer factor se le podría denominar depresión manifiesta y al segundo depresión enmascarada o somatizada. En esta configuración la escala de masculinidad-feminidad es excluida por problemas de comunalidad y carga factorial. Precisamente, dicha escala fue originariamente desarrollada para evaluar homosexualidad latente, cuando la homosexualidad estaba clasificada como una parafilia, pero los estudios de validez reflejaron que evaluaba rol de género (Graham, 2012).

Otra configuración define como factores: externalización o alteraciones de comportamiento, internalización o alteraciones emocionales y psicoticismo o alteraciones de compor-

tamiento (Butcher et al., 2001; Hoelza y Meyer, 2008; Sellbom, Ben-Porath y Bagby, 2008). Los individuos con un estilo de afrontamiento e externalizador suelen echar la culpa a los demás ante los conflictos, son suspicaces, extrovertidos, agresivos y buscadores de sensaciones, asimismo muestran baja tolerancia a la frustración, tendencia a la violación de normas, manipulación y abuso de los derechos de los demás. La dimensión de externalización incluye trastornos, como desviación psicopática, paranoia, hipomanía e histeria. Las personas con un estilo de afrontamiento internalizador suelen emplear la negación, intelectualización y formación reactiva ante los conflictos, son introvertidos y tienden a la evitación, aislamiento interpersonal, autofocalización negativa, rumiación de preocupaciones y afecto negativo. La dimensión de internalización incluye trastornos, como depresión, psicostenia, hipocondría e introversión social. Las personas con rasgos psicóticos muestran problemas de contacto con la realidad, tendencia al pensamiento mágico, peculiaridades en el lenguaje, desvinculación afectiva, frialdad emocional, conducta temeraria y a veces crueldad. La dimensión psicótica incluye trastornos, como esquizofrenia, paranoia, hipomanía y desviación psicopática (Hoelza y Meyer, 2008; Sellbom et al., 2008). Para el desarrollo de estas nuevas dimensiones, aparte de aplicarse análisis de componentes principales a las 10 escalas clínicas desarrolladas por criterio de discriminación de síntomas entre una muestra clínica y una control (Butcher et al., 2001; Hoelza y Meyer, 2008), se ha usado análisis factorial de segundo orden aplicado sobre las escalas clínicas redefinidas por medio de análisis factorial de primer orden desde los ítems del MMPI-2: desmoralización, quejas somáticas, escasez de emociones positivas y emociones negativas disfuncionales (dimensión de la internalización), conducta antisocial y activación hipomaniaca (dimensión de la externalización), y desconfianza, ideas de persecución y experiencias aberrantes (dimensión del psicoticismo) (Sellbom et al., 2008; Tellegen, Ben-Porath, McNulty, Arbisi, Graham y Kaemmer, 2003).

La evaluación de la psicopatología en psicólogos en formación es una tarea importante que

se suele abordar en los procesos selectivos de ingreso a programas educativos, programas de apoyo tutorial y prácticas clínicas (Martínez, Nava y Ortega, 2005). Además, al tener esta población conocimientos de psicopatología y evaluación diagnóstica, el comportamiento de los instrumentos de medición puede mostrar algunas diferencias en comparación con la población general o distintas poblaciones clínicas. Es usual que aparezca menor efecto de la deseabilidad social en las respuestas a las escalas y promedios equivalentes en las escalas clínicas a los de la población general (Gottlib, 1984; Boscan et al., 2002). Debe señalarse que, con el objetivo de evaluar psicopatología, el MMPI-2 ha sido validado con éxito dentro de la población de estudiantes universitarios (Boscán et al., 2000; Lucio y Reyes, 1994), pero queda ahondar más en las dimensiones subyacentes, no habiéndose contrastado su equivalencia entre ambos sexos.

Considerando estos antecedentes, el presente estudio tiene como objetivo determinar la estructura factorial que subyace a las escalas clínicas del MMPI-2 en una muestra de estudiantes de ambos sexos que acceden a la carrera de psicología. Como aspecto más novedoso se contrasta la invarianza del modelo estructural entre ambos sexos, dando un peso clave a este dato para su determinación final. Se espera una estructura tridimensional, ya sea tendencia psicótica, depresiva y somatizadora (Espinosa y Herrera, 2003; Finney, 1966; García y Romero, 2009) o externalización, internalización y psicoticismo (Butcher et al., 2001; Hoelza y Meyer, 2008), con buen ajuste a los datos e invariante entre ambos sexos.

MÉTODO

Participantes

La población objeto de estudio fueron estudiantes que postulaban para entrar a una facultad de psicología. Se empleó un muestreo no probabilístico con una muestra incidental de 380 participantes voluntarios. Fue obtenida durante el proceso de selección de estudiantes para ingreso a la Facultad de Psicología de la

Universidad Autónoma de Nuevo León. Se establecieron como criterios de inclusión: conceder el consentimiento informado, tener entre 16 y 26 años (para obtener la muestra más homogénea en edad y representativa de la población) y ser estudiante. Se fijaron como criterios de exclusión: dejar 30 o más ítems del MMPI sin respuesta o tener una puntuación bruta en la escala F de incoherencia ≥ 20 . Se descartaron a 18 participantes por no cumplir con estos criterios. Así la muestra analizada fue de 362 casos.

De los 362 participantes, 275 (76%) fueron mujeres y 87 (24%) hombres. Todos contaban con estudios medios superiores terminados. Respecto al estado civil, 355 (98%) señalaron estar solteros y 7 (2%) casados o en unión libre. En relación con la ocupación, 290 (80%) indicaron solo estudiar y 72 (20%) estudiar y trabajar. La edad media fue de 17.65 años ($DT = 2.32$). El ingreso promedio familiar al mes fue de 12510 pesos mexicanos ($DT = 1520$), esto es, unos 1000 dólares estadounidenses.

Instrumento de medida

Inventario Multifásico de Personalidad de Minnesota-2 (MMPI-2; Butcher et al., 1989, con la adaptación a población mexicana de Lucio y Reyes, 1994). Lo integran 567 ítems dicotómicos que se responden como verdadero o falso. Se componen de 10 escalas clínicas (hipocondría, depresión, histeria, desviación psicopática, masculinidad-feminidad, paranoia, psicastenia, esquizofrenia, hipomanía e introversión social), 7 escalas de validación (? = interrogantes L = mentiras F = infrecuencias, Fb = exageración de síntomas, K = defensividad sutil, VRIN = inconsistencia a respuestas variables y TRIN = inconsistencia a respuestas verdadero), 15 de contenido y 18 suplementarias.

La escala K fue desarrollada como una medida de defensividad y como un factor corrector de la tendencia de los individuos a negar la existencia de problemas psicopatológicos. Como factor corrector, se aplica con diferentes valores ponderales a las escalas clínicas básicas: hipocondría, desviación psicopática, psicastenia, esquizofrenia e hipomanía para ajustar su

la puntuación de estas escalas (Butcher, 2005). En el presente estudio, se consideraron las puntuaciones brutas de las 10 escalas clínicas sin introducir el factor de corrección por la puntuación en la escala K, al estar insuficientemente validado en México.

En población universitaria mexicana, la consistencia interna media de las diez escalas clínicas fue $\alpha = .68$: hipocondría (con 32 ítems, $\alpha = .83$), depresión (con 57 ítems, $\alpha = .66$), histeria (con 60 ítems, $\alpha = .58$), desviación psicopática (con 50 ítems, $\alpha = .64$), masculinidad-feminidad (con 56 ítems, $\alpha = .43$ en varones y $.60$ en mujeres), paranoia (con 40 ítems, $\alpha = .59$), psicastenia (con 48 ítems, $\alpha = .88$), esquizofrenia (con 78 ítems, $\alpha = .90$), hipomanía (con 46 ítems, $\alpha = .62$) e introspección social (con 69 ítems, $\alpha = .71$) (Lucio y Reyes, 1994).

Procedimiento

Antes de la aplicación colectiva del instrumento, se informó de los objetivos del estudio, se garantizó la confidencialidad de los datos y se pidió el consentimiento escrito con la firma del participante para que los datos pudieran ser empleados en una investigación y publicados, cumpliendo así con las normas éticas de la American Psychological Association (2002).

Análisis de datos

La consistencia interna de las escalas se calculó por el coeficiente alfa de Cronbach y el ajuste de las distribuciones a una curva normal por la prueba de Kolmogorov-Smirnov.

Se aplicó análisis factorial exploratorio. El número de factores se determinó por el criterio de Horn: autovalores observados por encima del punto de intersección entre la curva de sedimentación observada y la correspondiente al percentil 95 de 100 curvas procedentes de 100 muestras generadas al azar con el mismo número de casos y variables con distribución normal (Horn, 1965). La extracción de factores se realizó por mínimos cuadrados generalizados (GLS). La matriz de componentes se rotó por el método oblimin.

Se aplicó análisis factorial confirmatorio, también usando el método GLS. La parsimonia se estimó desde la razón de parsimonia (RP); valores de $RP \geq .80$ se interpretaron como parsimonia muy alta, de $.79$ a $.60$ alta, de $.59$ a $.40$ media, de $.39$ a $.20$ baja y $< .20$ muy baja (James, Mulaik y Brett, 1982). Se contemplaron 7 índices de ajuste: prueba ji-cuadrado (χ^2), cociente entre el estadístico ji-cuadrado y sus grados de libertad (χ^2/gf), índice de bondad de ajuste (GFI) de Jöreskog y Sörbom y su modalidad corregida ($AGFI$), índice comparativo de ajuste (CFI) de Bentler-Bonett, índice incremental de ajuste (IFI) por el coeficiente Δ_2 de Bollen y error cuadrático medio de aproximación ($RMSEA$) de Steiger-Lind. Se estipularon como valores de buen ajuste: $p \geq .05$ para χ^2 ; $\chi^2/gf \leq 2$; $GFI \geq .95$; $AGFI$, CFI e $IFI \geq .90$; y $RMSEA \leq .05$. Se consideraron como valores adecuados: $p \geq .01$ para χ^2 ; $\chi^2/gf \leq 3$; $GFI > .85$; $AGFI$, CFI e $IFI > .80$; y $RMSEA \leq .09$ (Byrne, 2010; Kline, 2010). Aparte, la adecuación del tamaño de la muestra se valoró desde el índice de ajuste del tamaño crítico de muestra ($N_{critica}$) de Hoelter; se requirió una N mínima de 200 para un nivel de significación de $.05$ (Hoelter, 1983).

Para el cálculo de la potencia se empleó como hipótesis nula el valor medio de la $RMSEA$ del modelo independiente y como hipótesis alternativa el valor medio de la $RMSEA$ del modelo contrastado, fijándose el nivel de significación en $\alpha = .05$. Se requirió una potencia alta de al menos $.90$ (Preacher, Cai y MacCallum, 2007).

Se comparó la bondad de ajuste entre modelos por la prueba de la diferencia de los estadísticos ji-cuadrado ($\Delta\chi^2$). Se consideró equivalencia estadística de bondad de ajuste con $p > .05$ (Byrne, 2010).

El contraste se realizó tanto en la muestra conjunta (unigrupo) como por sexos (multigrupo). Para el contraste multigrupo se estimaron cuatro modelos anidados: sin constricciones, con constricciones en los pesos de medida, en las varianzas-covarianzas y en los residuos de medida. Para considerar el modelo invariante entre ambos sexos, se requirió buen ajuste en los distintos modelos y equivalencia estadística de la bondad de ajuste entre al menos los tres

primeros e idealmente entre los cuatro (Byrne, 2008).

Se estudió el cumplimiento del supuesto de normalidad multivariada que requiere el método GLS a través de la curtosis multivariada de Mardia; valores de la razón crítica de la curtosis multivariada entre -2 y 2 reflejan cumplimiento del supuesto y entre -10 y -2 ó 2 y 10 ligero incumplimiento (Mardia, 1970). Debido al incumplimiento de este supuesto se usaron adicionalmente procedimientos de muestreo repetitivo para la estimación de la significación de parámetros (método de percentiles libres de sesgo) y para el contraste global de la bondad de ajuste (prueba de Bollen-Stine), extrayéndose 2000 muestras. Se requirió una p menor que .05 para rechazar la hipótesis nula de parámetro nulo al aplicar el método de percentiles libres de sesgo y una p mayor o igual que .05 para mantener la hipótesis nula de bondad de ajuste al aplicar la prueba de Bollen-Stine (Arbuckle, 2007; Kline, 2010).

El análisis paralelo de Horn se realizó con el programa Vista7.2 (Young, 2010), el análisis factorial exploratorio, cálculo de la consistencia interna y prueba de Kolmogorov-Smirnov con el SPSS16 (SPSS Inc., 2007), el análisis factorial confirmatorio se calculó con el programa AMOS16 (Arbuckle, 2007) y la potencia de los contrastes por programa de Preacher y Coffman (2006).

RESULTADOS

Consistencia interna y distribución de las escalas clínicas del MMPI-2

La consistencia interna media de las 10 escalas clínicas fue .69, variando de .43 (masculinidad-feminidad) a .89 (esquizofrenia). La distribución de la escala de histeria se ajustó a una distribución normal ($p = .16$). Se podría mantener la hipótesis nula de ajuste a una curva normal con un nivel de significación de $\alpha = .01$ (intervalo de confianza del 99%) en las distribuciones de las escalas de hipomanía ($p = .03$) e introversión social ($p = .02$). Las distribuciones de las demás escalas no se ajustaron a la normalidad, siendo asimétricas positivas, salvo

masculinidad-feminidad cuya asimetría fue negativa en la muestra conjunta y de mujeres.

Exploración de la estructura dimensional

Se eliminó la escala de masculinidad-feminidad por problemas de consistencia interna y definición factorial. Su coeficiente alfa de Cronbach fue bajo ($\alpha = .43$), la media del coeficiente alfa de Cronbach del conjunto de escalas se incrementó de .69 a .72 tras su eliminación y su carga factorial era menor que .30 en todos los factores. Con 9 escalas se definieron tres factores por el criterio de Horn, al quedar el tercer autovalor (1.17) por encima del punto de intersección (1.16) y el cuarto por debajo (0.80).

Tabla 1. Matriz de configuración (pesos factoriales) tras rotación oblicua

Escalas clínicas	Factor			h^2
	Factor 1	Factor 2	Factor 3	
Histeria	.99	-.01	-.15	.99
Hipocondría	.50	.22	.14	.46
Esquizofrenia	.06	.74	.21	.69
Psicastenia	.08	.67	.38	.74
Hipomanía	-.14	.58	-.27	.36
Desviación psicopática	.25	.50	.01	.43
Paranoia	.17	.39	.11	.30
Introversión social	-.18	.08	.76	.55
Depresión	.23	-.07	.73	.66

Nota. Método de extracción: mínimos cuadrados generalizados. Método de rotación: oblimin con normalización Kaiser. La rotación convergió en 21 iteraciones.

Al extraer tres factores por el método GLS se explicó el 56% de la varianza total. Tras la rotación oblicua, las escalas de histeria e hipochondría tuvieron sus saturaciones más altas y mayores que .35 en el primer factor; por su contenido se denominó trastornos somatomorfos. Las escalas de esquizofrenia, psicastenia, hipomanía, desviación psicopática y paranoia tuvieron sus saturaciones más altas y mayores que .35 en el segundo factor; por su contenido

se denominó psicoticismo. Las escalas de introversión social y depresión tuvieron sus saturaciones más altas y mayores que .35 en el tercer factor, la escala de psicastenia presentó una saturación mayor que .35 y la de hipomanía de -.27 en este tercer factor; por su contenido se denominó trastornos afectivos (véase la Tabla 1). Las correlaciones entre los tres factores fueron significativas ($p < .01$). La correlación del factor de trastornos somatomorfos fue de .30 con el factor de trastornos afectivos y de .29 con el de psicoticismo. La correlación entre los factores de trastornos afectivos y psicoticismo fue de .17.

Contraste de modelos por análisis factorial confirmatorio

La curtosis multivariada de Mardia de las 9 escalas clínicas fue 29.41 (razón crítica = 19.88), lo que reflejó una desviación de la normalidad multivariada; de ahí que, en los 5 modelos especificados, se empleó un método de muestreo repetitivo para complementar el contraste de significación de parámetros (percentiles libres de sesgo) y se usó la prueba de Bollen-Stine para complementar los índices de bondad de ajuste.

Modelo 1: Psicoticismo, trastornos afectivos y trastornos somatomorfos

Desde los resultados de análisis factorial exploratorio, se especificó un modelo de tres factores correlacionados con todos los residuos independientes: psicoticismo (esquizofrenia, psicastenia, hipomanía, desviación psicopática y paranoia), trastornos afectivos (depresión, introversión social, hipomanía y psicastenia) y trastornos somatomorfos (hipocondría e histeria). Todos los parámetros del modelo fueron significativos tanto por el método GLS como por el de percentiles libres de sesgo (Anexo I, Figura 1).

La potencia del modelo fue casi perfecta ($\phi = .99$). El modelo tuvo una parsimonia alta ($RP = .61$). La bondad de ajuste se rechazó por la prueba ji-cuadrado y de Bollen-Stine. De los 7

restantes índices contemplados, 2 reflejaron un buen ajuste (GFI y $AGFI$), 3 adecuado (IFI , CFI y $RMSEA$) y 2 malo (χ^2/gl y N de Hoelter) (Anexo I, Tabla 2).

Al realizar el contraste multigrupo, en el modelo sin restricciones en hombres, la psicastenia no fue indicador significativo del factor afectivo; en mujeres todos los parámetros del modelo sin restricciones fueron significativos. En los tres modelos con restricciones anidadas todos los parámetros fueron significativos. Estos resultados convergieron tanto por el método GLS como por el de percentiles libres de sesgo. La bondad de ajuste del modelo sin restricciones se rechazó por la prueba ji-cuadrado y la prueba de Bollen-Stine; de los 7 restantes índices contemplados, 2 mostraron un buen ajuste ($RMSEA$ y N de Hoelter) y 5 adecuado (χ^2/gl , GFI , $AGFI$, CFI e IFI) (Anexo I, Tabla 3). Las comparaciones entre pares de modelos anidados por la prueba de la diferencia de los estadísticos ji-cuadrado indicaron equivalencia de bondad de ajuste entre tres modelos: sin restricciones, con restricciones en los pesos de medida y en las varianzas-covarianzas. El modelo con restricción en los residuos mostró diferencialmente peor ajuste (Anexo I, Tabla 4).

Modelo 2: Psicoticismo, trastornos afectivos y trastornos somatomorfos con tres residuos correlacionados

Desde los índices de modificación mayores que 10, se introdujeron dos correlaciones entre tres residuos en el primer modelo para definir un segundo modelo: el residuo de histeria correlacionó con el de introversión social y con el de desviación psicopática. Todos los parámetros fueron significativos tanto por el método GLS como por el de percentiles libres de sesgo (Anexo I, Figura 2).

La potencia del modelo fue perfecta ($\phi = 1$). El modelo presentó una parsimonia media ($RP = .56$). La bondad de ajuste se rechazó por la prueba ji-cuadrado y de Bollen-Stine. De los 7 restantes índices contemplados, 5 reflejaron un buen ajuste (GFI , $AGFI$, CFI , IFI y N de Hoelter) y 2 adecuado (χ^2/gl y $RMSEA$) (Anexo I, Tabla 2). La bondad de ajuste fue significativa-

mente mayor que la del primer modelo ($\Delta\chi^2[2, N = 362] = 37.58, p < .01$).

Al realizar el contraste multigrupo, en el modelo sin restricciones en hombres, la psicastenia no fue indicador significativo del factor afectivo, las correlaciones entre los dos residuos tampoco fueron significativas; en mujeres todos los parámetros del modelo sin restricciones fueron significativos. En los modelos con restricción en los pesos de medida y en las varianzas-covarianzas, nuevamente las dos correlaciones entre residuos no fueron significativas en hombres. En el modelo con restricción en los residuos todos los parámetros fueron significativos, como en la muestra conjunta. Estos resultados convergieron tanto por el método GLS como por el de percentiles libres de sesgo, excepto que la correlación entre los residuos de histeria e introversión social sí fue significativa en hombres. La bondad de ajuste del modelo sin restricciones se mantuvo tanto por la prueba ji-cuadrado como por la de Bollen-Stine; de los 7 restantes índices contemplados, todos reflejaron un buen ajuste (Anexo I, Tabla 3). Las comparaciones entre pares de modelos anidados por la prueba de la diferencia de los estadísticos ji-cuadrado indicaron equivalencia de bondad de ajuste entre tres modelos: sin restricciones, con restricciones en los pesos de medida y en las varianzas-covarianzas. El modelo con restricción en los residuos mostró diferencialmente peor ajuste (Anexo I, Tabla 3).

Modelo 3: Psicoticismo, trastornos afectivos, trastornos somatomorfos y externalización

Considerando que las dos correlaciones entre tres residuos del segundo modelo podrían estar definiendo un factor subyacente, se especificó un tercer modelo de 4 factores con todos los residuos independientes: psicoticismo (esquizofrenia, psicastenia, hipomanía, desviación psicopática y paranoia), trastornos afectivos (depresión, introversión social, hipomanía y psicastenia), trastornos somatomorfos (hipocondría e histeria) y trastornos de externalización (histeria, desviación psicopática e introversión social). En un principio los 4 factores

se consideraron correlacionados entre sí, pero se eliminaron dos correlaciones, debido a que no fueron estadísticamente significativas: las correlaciones del factor de trastornos de externalización con los factores de trastornos depresivos y somatomorfos. Todos los parámetros fueron significativos tanto por el método GLS como por el de percentiles libres de sesgo (Anexo I, Figura 3).

La potencia del modelo fue perfecta ($\phi = 1$). El modelo presentó una parsimonia media ($RP = .50$). La bondad de ajuste se rechazó con la prueba ji-cuadrado y de Bollen-Stine con un nivel de significación de $\alpha = .05$, pero se mantendría con un nivel de significación de $\alpha = .01$. Los 7 restantes índices reflejaron un buen ajuste (Anexo I, Tabla 2). La bondad de ajuste fue significativamente mayor que la del segundo modelo ($\Delta\chi^2 = 11.39, p < .01$).

Al realizar el contraste multigrupo, en el modelo sin restricciones en mujeres, la estimación de la varianza del residuo de la escala de histeria fue negativa y el porcentaje de varianza explicada de esta escala fue mayor que 100; por lo que la solución no fue admisible. Además, ninguno de los indicadores del factor de externalización fue significativo. En el modelo sin restricciones en hombres, la psicastenia no fue indicador significativo del factor afectivo, ninguno de los indicadores del factor de externalización fue significativo y la correlación entre los factores de psicosis y externalización no fue significativa. La varianza del factor de externalización no fue significativa en los modelos sin restricciones de ambos sexos. Sin embargo, en los tres modelos con restricciones anidadas, el factor de externalización presentó una varianza significativa y sus tres indicadores también tuvieron pesos significativos. Sólo en el modelo con restricciones en los residuos todos los parámetros fueron significativos, como en la muestra conjunta. Estos resultados convergieron tanto por el método GLS como por el de percentiles libres de sesgo. La bondad de ajuste del modelo sin restricciones se mantuvo tanto por la prueba ji-cuadrado como por la de Bollen-Stine y los restantes 7 índices mostraron un buen ajuste (Anexo I, Tabla 5). Las comparaciones entre pares de modelos anidados por la prueba de la diferencia

de los estadísticos ji-cuadrado indicaron equivalencia de bondad de ajuste entre tres modelos: sin constricciones, con constricciones en los pesos de medida y en las varianzas-covarianzas. El modelo con restricción en los residuos mostró diferencialmente peor ajuste (Anexo I, Tabla 4).

Modelo 4: Externalización, internalización y psicoticismo

Desde el estudio de Hoelzle y Meyer (2008), se especificó un cuarto modelo de tres factores correlacionados con 4 indicadores cada factor: psicosis (esquizofrenia, hipomanía, paranoia y desviación psicopática), externalización (desviación psicopática, histeria, paranoia y baja introversión social) e internalización (depresión, introversión social, hipocondría y psicastenia). Al no ser la solución admisible, se introdujo la hipocondría como un quinto indicador de externalización, según sugerían los índices de modificación. Debe señalarse que esta especificación fue la única que hizo admisible la solución, que no era esperada y que cambió el significado del factor; con esta nueva configuración parecer ser un factor de simulación de síntomas físicos. Además, se especificó la hipomanía como un quinto indicador de internalización para aumentar la varianza explicada de la escala de hipomanía. Bajo el mismo argumento se especificó la psicastenia como un quinto indicador de psicosis. Estas especificaciones se realizaron considerando las correlaciones entre las escalas clínicas, los índices de modificación del modelo con solución no admisible y la coherencia conceptual. Así resultó un modelo de tres factores correlacionados con 5 indicadores cada uno: psicosis (esquizofrenia, hipomanía, paranoia, desviación psicopática y psicastenia), simulación de síntomas físicos (desviación psicopática, histeria, paranoia, extroversión social e hipocondría) e internalización (depresión, introversión social, hipocondría, psicastenia y baja hipomanía). Todos los parámetros del modelo fueron significativos tanto por el método GLS como por el de percentiles libres de sesgo (Anexo I, Figura 4).

La potencia del modelo fue casi perfecta ($\phi = .99$). La parsimonia fue media ($RP = .50$). La bondad de ajuste se rechazó por la prueba ji-cuadrado y de Bollen-Stine. De los 7 restantes índices contemplados, 5 fueron buenos (GFI ; $AGFI$, CFI , IFI y N de Hoelter) y 2 adecuado (χ^2/df y $RMSEA$) (Anexo I, Tabla 2). La bondad de ajuste de este modelo fue estadísticamente equivalente al segundo modelo ($\Delta\chi^2 [2, N = 362] = 4.63, p = .10$), aunque peor que la del tercero ($\Delta\chi^2 [1, N = 362] = 16.02, p < .01$).

Al realizar el contraste multigrupo, en el modelo sin constricciones en hombres, el factor de externalización presentó tres indicadores significativos: desviación psicopática, extroversión y paranoia; así se redujo a los indicadores de trastornos somatomorfos (hipocondría e histeria); además, la psicastenia no fue un indicador significativo de interiorización y la correlación entre interiorización y exteriorización no fue significativa. En mujeres todos los parámetros del modelo sin constricciones fueron significativos. En los tres modelos con constricciones anidadas la paranoia no fue un indicador significativo de simulación de síntomas físicos en ambos sexos. En el modelo con constricciones en los pesos de medida, la correlación entre interiorización y exteriorización no fue significativa en hombres. Estos resultados coinciden tanto por el método GLS como por el de percentiles libres de sesgo, excepto que, en los modelos con constricciones en las covarianzas y residuos en ambos sexos, la desviación psicopática no fue indicador de simulación de síntomas físicos ni la hipocondría de interiorización por el método de percentiles libres de sesgo, cuando sí fueron indicadores significativos por el método GLS. La bondad de ajuste del modelo sin constricciones se rechazó por la prueba ji-cuadrado y de Bollen-Stine; los restantes 7 índices contemplados reflejaron un buen ajuste (Anexo I, Tabla 5). Las comparaciones entre pares de modelos anidados por la prueba de la diferencia de los estadísticos ji-cuadrado indicaron equivalencia de bondad de ajuste entre tres modelos: sin constricciones, con constricciones en los pesos de medida y en las varianzas-covarianzas. El modelo con restricción en los residuos mostró diferencialmente peor ajuste (Anexo I, Tabla 4).

Modelo5: Psicoticismo, depresión manifiesta y depresión enmascarada

Se especificó un quinto modelo desde los resultados de García y Romero (2009), Espinosa y Herrera (2003) y Lucio y Reyes (1994). Considerando las escalas con cargas altas, se definió el factor de psicosis con 5 indicadores (esquizofrenia, paranoia, hipomanía, psicastenia y desviación psicopática), el factor afectivo con 4 indicadores (depresión, intro versión social, psicastenia y baja hipomanía) y el factor de neurosis con 3 indicadores (histeria, hipochondría y depresión). No obstante, a este último factor se le denominó depresión enmascarada bajo síntomas somatomorfos. Con este matiz el factor afectivo sería de depresión manifiesta. Se consideró los tres factores correlacionados con la expectativa de que la correlación entre los dos factores de depresión fuese no significativa. Todos los parámetros del modelo fueron significativos tanto por el método GLS como por el de percentiles libres de sesgo, incluida la correlación entre los dos tipos de depresión (Anexo I, Figura 5).

La potencia del modelo fue casi perfecta ($\phi = .99$). La parsimonia fue media ($RP = .58$). La bondad de ajuste se rechazó por la prueba ji-cuadrado y de Bollen-Stine. De los restantes 7 índices contemplados, 2 mostraron un buen ajuste (GFI y $AGFI$), 3 adecuados (CFI , IFI y $RMSEA$) y 2 malos (χ^2/gl y N de Hoelter) (Anexo I, Tabla 2). La bondad de ajuste de este modelo fue mejor que la del primer modelo ($\Delta\chi^2 [1, N = 362] = 6.83, p < .01$), pero peor que la del segundo ($\Delta\chi^2 [1, N = 362] = 30.75, p < .01$), la del tercero ($\Delta\chi^2 [3, N = 362] = 42.14, p < .01$) y la del cuarto ($\Delta\chi^2 [3, N = 362] = 26.12, p < .01$).

Al realizar el contraste multigrupo, en el modelo sin restricciones en hombres, la escala de psicastenia no fue indicador del factor de depresión manifiesta, ni la escala de depresión del factor de depresión enmascarada; en el modelo sin restricciones en mujeres la correlación entre los dos factores de depresión no fue significativa. En los tres modelos con restricciones anidadas todos los parámetros fueron significativos, salvo las dos correlaciones con depresión manifiesta dentro del modelo con restricciones

en los pesos de medida en hombres. Estos resultados coinciden tanto por el método GLS como por el de percentiles libres de sesgo, excepto que los dos factores de depresión fueron independientes en los tres modelos con restricciones en ambos sexos por el método de percentiles libres de sesgo. La bondad de ajuste del modelo sin restricciones se rechazó por la prueba ji-cuadrado y de Bollen-Stine; de los 7 índices restantes contemplados, 4 reflejaron un buen ajuste (χ^2/gl , GFI , $RMSEA$ y N de Hoelter) y 3 adecuados ($AGFI$, CFI y IFI) (Anexo I, Tabla 6). Las comparaciones entre pares de modelos anidados por la prueba de la diferencia de los estadísticos ji-cuadrado indicaron equivalencia de bondad de ajuste entre tres modelos: sin restricciones, con restricciones en los pesos de medida y en las varianzas-covarianzas. El modelo con restricción en los residuos mostró diferencialmente peor (Anexo I, Tabla 4).

DISCUSIÓN

En los análisis del presente estudio se eliminó la escala de masculinidad-feminidad lo cual se justifica no sólo por aspectos de consistencia interna, sino finalmente conceptuales. Aunque se halla en el grupo de escalas clínicas, su contenido no es propiamente psicopatológico. Podría mejor ubicarse entre las escalas suplementarias, ya que mide un rasgo de personalidad adaptativo como es el rol de género. Inicialmente se diseñó para evaluar homosexualidad latente desde la hipótesis de que ésta podría ser indicada por un mal ajuste al rol de género, expresándose rasgos muy femeninos en hombres y muy masculinos en mujeres. No obstante, se observó que no discriminaba de forma adecuada entre homosexuales y heterosexuales. Por su contenido se interpretó que evaluaba rol de género desde una concepción unidimensional (masculino-femenino) (Graham, 2012). En la revisión se mantuvo entre las escalas clínicas como una evaluación unidimensional de rol de género con dos versiones, una para mujeres y otra para hombres (Butcher et al., 1989). Debe señalarse que en la revisión de las escalas clínicas del MMPI-2 que realiza Tellegen et al. (2003) se eliminaron los 56 ítems de la escala

de masculinidad-feminidad, conforme a los presentes análisis.

Al ser el objetivo del presente estudio la determinación del modelo factorial que subyace a las escalas clínicas del MMPI-2 con el mejor ajuste e invarianza (equivalencia estadística de parámetros) entre ambos sexos, a la hora de escoger el mismo no sólo se valora su ajuste a los datos en la muestra conjunta, sino también que sus cargas factoriales y correlaciones sean estadísticamente equivalentes entre mujeres y hombres, y que todos sus parámetros sean significativos en ambos sexos, aparte de su relevancia teórica o alcance heurístico.

Entre los 5 modelos contrastados parece destacar el de 4 factores correlacionados por sus índices de ajuste. Es un modelo con buen ajuste en la muestra conjunta y en el contraste multigrupo por sexos, pero cuando se liberan constricciones se evidencia que el factor de externalización es un artificio debido a la falta de significación de los indicadores del cuarto factor (internalización). Precisamente el análisis paralelo de Hom revela que un cuarto factor se podría deber al azar. Por estas razones no se considera la mejor estructura factorial para las escalas clínicas del MMPI.

El modelo de depresión enmascarada versus depresión manifiesta en la muestra conjunta no se sostiene bien por la correlación entre ambos factores en la muestra conjunta y en la de hombres (modelo sin constricciones), cuando en realidad deberían ser independientes. Según la hipótesis, estos dos factores reflejan dos fenómenos psicopatológicos independientes. En la depresión manifiesta, la persona es consciente de su depresión y ésta se manifiesta en síntomas psicológicos, como tristeza, anhedonia, abatimiento, falta de energía, preocupaciones, temores y aislamiento interpersonal. En la depresión enmascarada, la persona no es consciente de su tristeza y ésta se manifiesta por falta de energía, alteraciones del sueño o el apetito, hipocondría y somatizaciones (Bschor, 2002; López-Ibor, 1972). Esto es distinto a la concepción de la depresión como dos conjuntos altamente correlacionados de síntomas: cognitivo-afectivos y somático-motivacionales (Beck, 2006) o a un modelo de síntomas somatomorfos determinados por depresión (Moral y Alvarado, 2012). En

hombres claramente no existe un factor de depresión enmascarada, sino un factor somatomorfo influido por la depresión como factor de riesgo. En mujeres este modelo sí resultaría sostenible, al ser los dos tipos de depresión independientes. La depresión enmascarada se relacionaría con rasgos de psicoticismo, siendo la depresión manifiesta independiente de este rasgo. Al ser uno de los modelos con peores índices de ajuste y sólo claro en mujeres, también se descarta como el de cuatro factores.

El primer modelo de psicoticismo, trastornos afectivos y somatomorfos presentó un ajuste algo débil que se mejoró sustancialmente al introducir dos correlaciones entre tres residuos que reflejan un factor latente de externalización. Este modelo corregido constituye el segundo modelo.

En la muestra conjunta y de mujeres todos los parámetros del segundo modelo (psicoticismo, trastornos afectivos y somatomorfos con tres residuos correlacionados) fueron significativos, pero en hombres dos parámetros no, la psicastenia como indicador de depresión y la correlación residual entre desviación psicopática e histeria. La falta de significación de estos dos parámetros no debe atribuirse al cumplimiento del supuesto de normalidad multivariada, ni a la menor proporción de hombres que de mujeres (1 hombre por cada 4 mujeres), ya que la estimación de parámetros se realizó por el método de percentiles libres de sesgo, extrayéndose un número muy grande de muestras. Este método no requiere normalidad multivariada ni tamaños equivalentes de muestras (Kline, 2010). La falta de significación es un dato confiable que refleja mayor presencia de síntomas psicasténicos (fatiga, debilidad, obsesiones, rumiaciones y compulsiones) en la depresión de los estudiantes femeninas y la mayor asociación de sus síntomas medicamente no explicados con manipulación, fingimiento, abuso de los derechos de otros y violación de normas. Aunque la mayoría de los índices de ajuste fueron buenos en el contraste unigrupo, el ajuste se juzga como adecuado, al no mantenerse la hipótesis de bondad de ajuste por la prueba ji-cuadrado ni de Bollen-Stine. Los índices de invarianza entre ambos sexos fueron muy buenos, manteniéndose la hipótesis nula de bondad

de ajuste por la prueba de Bollen-Stine y finalmente fue el modelo con menos problemas de significación de parámetros en el contraste multigrupo.

Este modelo parte de una solución factorial replicada en distintos países y versiones del MMPI (Espinosa y Herrera, 2003; García y Romero, 2009; Lucio y Reyes, 1994). El factor de psicoticismo refleja una dimensión de personalidad descrita por Eysenck y Eysenck (1976), caracterizada por pobre contacto con la realidad, falta de reflexión en la reacción y toma de decisiones, agresividad, frialdad emocional y desconsideración hacia los convencionalismos y normas sociales. El factor afectivo claramente es de carácter depresivo sin rasgos de bipolaridad. La escala de psicastenia refleja la presencia de síntomas como temores, preocupaciones, inhibiciones, obsesiones y rituales. Estos últimos síntomas se presentarían más en las mujeres deprimidas sin rasgos bipolares que en los hombres. El factor de trastornos somatomorfos incluye síntomas de preocupaciones y quejas somáticas, más relacionado con el psicoticismo que con la tendencia depresiva, debido a un factor subyacente de simulación o tendencia a manipular con las quejas somáticas más definido en mujeres que en hombres.

El cuarto modelo inicialmente se pretendía definir por medio de los factores de externalización, internalización y psicosis (Butcher et al., 2001; Hoelza y Meyer, 2008; Sellbom et al., 2008); no obstante, al arrojar una solución no admisible, se modificó y pasó ser: simulación de síntomas físicos (quejas somáticas, preocupaciones por la salud, manipulación, mentiras, fingimiento, extroversión, necesidad de ser centro de atención y temor a ser descubierta en la impostura o fingimiento), internalización (depresión, introversión, baja energía, rumiación, compulsiones e ideas obsesivas) y psicoticismo (aplanamiento o frialdad emocional, falta de vínculos, desconfianza, experiencias anómalas, pobre contacto con la realidad e ideas extrañas). Este modelo tuvo todos sus parámetros significativos en la muestra conjunta y de mujeres (modelo sin constricciones), pero en hombres el factor de simulación de síntomas físicos quedó reducido a trastornos somatomorfos (histeria e hipocondría). Además, la significación del

rasgo de la paranoia (temor a ser descubierta en la impostura o fingimiento) como indicador de simulación de síntomas físicos en la muestra conjunta se debe a las mujeres (modelo sin constricciones), pues éste no es un parámetro significativo al constreñir los pesos de medida ni de forma adicional las correlaciones en el contraste multigrupo. El ajuste de este modelo en términos generales es adecuado, equivalente al segundo, pero presenta propiedades ligeramente peores de invarianza entre sexos que el segundo modelo.

Considerando que el segundo modelo es el más parsimonioso que el tercero y cuarto, tiene un ajuste adecuado y semejante al cuarto en la muestra conjunta, pero con mejores propiedades de invarianza entre ambos sexos, contemplando también el aspecto de internalización del tercer y cuarto modelo, se considera la mejor solución factorial. Las dos correcciones que introduce este segundo modelo al primero muestran que en la varianza residual subyace un factor de externalización, más definido en mujeres que en hombres, el cual está configurado por histeria de conversión, desviación psicopática y extroversión social. Este factor subyacente indica una tendencia a simular síntomas físicos con el objetivo de manipular y llamar la atención.

Como limitaciones del estudio se tiene el carácter no probabilístico de la muestra, así los estadísticos reportados deben considerarse como hipótesis en población de estudiantes de psicología y otras afines. Los datos son de autorreporte por los que pueden diferir de otros estudios con entrevistas de preguntas abiertas, pruebas proyectivas, escalas de observación, mediciones psicofisiológicas o exámenes de laboratorio.

También como limitación se tiene que el número de participantes masculinos fue 87. Quedó por debajo del mínimo recomendado de 100 participantes para análisis factorial confirmatorio (Gorsuch, 1983) o de una razón mínima de 5 participantes por cada parámetro a estimar ($N:q = 5:1$) en el contraste multigrupo (Bollen, 1989), pero no de una razón mínima de 5 participantes por variables manifiestas para análisis de componentes principales y análisis factorial exploratorio (Osborn y Costello, 2004). No se

hizo ninguna ponderación en la muestra (dando más peso a los hombres), pues la proporción de sexos correspondió a la poblacional (de estudiantes de psicología). Debido a que el número de hombres fue menor que el mínimo recomendado para análisis factorial confirmatorio en el contraste multigrupo (< 100 y $N:q < 5:1$), se reportó el índice la potencia del contraste desde el índice de ajuste RMSEA (Preacher et al., 2007) y el tamaño de muestra crítico para el estadístico ji-cuadrado (Hoelter, 1983). Se requirió una potencia mínima de .90 y una N crítica mínima de 200 para un nivel de significación de $\alpha = .05$, ambos requerimientos que se alcanzaron en los contrastes de los modelos 2, 3 y 4 en los contraste unig rupo y multigrupo. Finalmente, aunque no se cumplió el supuesto de normalidad multivariada requerido por el método GLS, se emplearon métodos de muestreo repetitivo para superar el sesgo que podría introducir su incumplimiento, y se observó una gran convergencia de resultados entre las estimaciones por ambos métodos.

Se concluye que, en esta muestra de estudiantes que acceden a la carrera de psicología, se sostiene un modelo psicopatológico de 3 factores correlacionados que subyace a las 9 escalas propiamente clínicas del MMPI-2 (excluida la de masculinidad-feminidad) y es invariante por sexos. Este se reproduce tanto por análisis factorial exploratorio como confirmatorio. Su número de factores se sustenta por el análisis paralelo de Hom y el criterio de Kaiser desde el análisis factorial exploratorio. Un factor sería de psicoticismo en el sentido manejado por Eysenck y Eysenck (1976), indicado por esquizofrenia, psicastenia, desviación psicopática, paranoia y hipomanía. Otro factor sería de tendencia depresiva, indicada por depresión, introversión social, ausencia de hipomanía y psicastenia. Otro factor sería de tendencia a síntomas somatomorfos indicada por histeria de conversión e hipocondría. Subyace un factor de trastorno facticio o simulación de quejas somáticas en la varianza residual de las escalas de histeria, desviación psicopática y baja introversión social, más claro en mujeres que en hombres.

Se sugiere replicar el estudio en otras poblacionales, como pacientes que acuden a consul-

ta psicológica o de población general; asimismo, considerar estas dimensiones en la evaluación y tratamiento de estudiantes de psicología, ya sea como casos individuales o en fenómenos de grupo o colectivos.

REFERENCIAS

- American Psychological Association (2002). Ethical principles of psychologists and code of conduct. *American Psychologist*, 57, 1060-1073.
- Arbuckle, J.L. (2007). *AMOS 16.0 user's guide*. Spring House, PA: Amos Development.
- Beck, A.T. (2006). *Depression: Causes and treatment*. Philadelphia: University of Pennsylvania Press.
- Bollen, K.A. (1989). *Structural equations with latent variables*. New York: John Wiley & Sons.
- Boscán, D.C., Penn, N.E., Velasquez, R.J., Reimann, J., Gomez, N., Guzman, M., Berry, E.M., & Infants, L.D. (2000). MMPI-2 profiles of Colombian, Mexican, and Venezuelan university students. *Psychological Reports*, 87, 107-110.
- Bschor, T. (2002). Masked depression: the rise and fall of a diagnosis. *Psychiatrische Praxis*, 29, 207-210.
- Butcher, J.N., Dahlstrom, W.G., Graham, J.R., Tellegen, A., & Kaemmer, B. (1989). *Minnesota Multiphasic Personality Inventory-2 (MMPI-2): Manual for administration and scoring* (2nd ed.). Minneapolis: University of Minnesota Press.
- Butcher, J.N., Graham, J.R., Ben-Porath, Y.S., Tellegen, A., & Dahlstrom, W.G. (2001). *Minnesota Multiphasic Personality Inventory-2 (MMPI-2): Manual for administration and scoring* (rev. ed.). Minneapolis, MN: University of Minnesota Press.
- Byrne, B. M. (2008). Testing for multigroup equivalent of a measuring instrument: A walk through the process. *Psicothema*, 20, 872-882.
- Byrne, B.M. (2010). *Structural equation modeling with AMOS*. New York, NY: Routledge.
- Espinosa, J.C. y Herrera, A.N. (2003). Evaluación psicométrica de un instrumento construido a través de enlace empírico (MMPI). *Avances en Medición*, 1, 91-104.
- Eysenck, H.J., & Eysenck, S.B.G. (1976). *Psychoticism as a dimension of per sonality*. London: Hodder and Stoughton.
- Finney, J.C. (1966). Factor structure with the new set of MMPI scales and the for mula correction. *Journal of Clinical Psychology*, 22, 443-449.
- García, G.A. y Romero, J.C. (2009). Comparación de las propiedades psicométricas del MMPI y el MMPI-2 en una muestra de uni versitarios bogotanos *Revista Colombiana de Psicología*, 18, 19-31.

- Gorsuch, R. L. (1983). *Factor analysis* (2nd. ed.). Hillsdale, NY: Laurence Erlbaum Associates.
- Gotlib, I.H. (1984). Depression and general psychopathology in university students. *Journal of Abnormal Psychology, 93*, 19-30.
- Graham, J.R. (2012). *Assessing personality and psychopathology* (5.ª ed.). New York: Oxford University Press.
- Hathaway, S.R., & McKinley, J.C. (1943). *Minnesota Multiphasic Personality Inventory manual*. New York, NY: Psychological Corporation.
- Hoelter, J.W. (1983). The analysis of covariance structures: Goodness of fit indices. *Sociological methods & Research, 11*, 325-344.
- Hoelzle, J.B., & Meyer, G.J. (2008). The factor structure of the MMPI-2 restructured clinical (RC) scales. *Journal of Personality Assessment, 90*, 443-455.
- Horn, J.L. (1965). A rationale and test for the number of factors in factor analysis. *Psychometrika, 30*, 179-185.
- James, L.R., Mulaik, S.A., & Brett, J.M. (1982). *Causal analysis: Assumptions, models and data*. Beverly Hills, CA: Sage Publications.
- Kline, R. B. (2010). *Principles and practice of structural equation modeling* (3.ª ed.). New York, NY: The Guilford Press.
- López-Ibor, J.J. (1972). Masked depression. *British Journal of Psychiatry, 12*, 120-245.
- Lucio, M.E.G., y Reyes, I., (1994). La nueva versión del Inventario Multifásico de la Personalidad de Minnesota MMPI-2 para estudiantes universitarios Mexicanos. *Revista Mexicana de Psicología, 11*, 45-54.
- Mardia, K. V. (1970). Measures of multivariate skewness and kurtosis with applications. *Biometrika, 57*, 519-530.
- Martínez, G.L., Nava, G., y Ortega, M.P. (2005). Estudio exploratorio del perfil psicológico de los alumnos de nuevo ingreso a la carrera de Psicología del Centro Universitario de Ciencias de la Salud de la Universidad de Guadalajara. *Revista de Educación y Desarrollo, 4*, 71-74.
- Moral, J., y Alvarado, B.G. (2012). Dimensiones de los síntomas comunes a mujeres y hombres en la escala de síntomas somáticos revisada (ESS-R). *Revista de Psicopatología y Psicología Clínica, 17*, 31-41.
- Narrow, W.E., & Kuhl E.A. (2001). Dimensional approaches to psychiatric diagnosis in DSM-5. *Journal of Mental Health Policy and Economics, 14*, 197-200.
- Osborn, J. W., & Costello, A. B. (2004). Sample size and subject to item ratio in principal components analysis. *Practical Assessment, Research and Evaluation, 9*. Recuperado el 19 de marzo de 2014, de <http://pareonline.net/getvn.asp?v=9yn=11>
- Preacher, K.J., Cai, L., & MacCallum, R.C. (2007). Alternatives to traditional model comparison strategies for covariance structure models. En T. D. Little, J. A. Bovaird y N. A. Card (Eds.), *Modeling contextual effects in longitudinal studies* (pp. 33-62). Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.
- Preacher, K.J., & Coffman, D. L. (2006). *Computing power and minimum sample size for RMSEA* [Computer software]. Consultado el 14 de abril de 2014, de <http://quantpsy.org/rmsear/rmsear.htm>
- Sellbom, M., Ben-Porath, Y.S., & Bagby, R.M. (2008). Personality and psychopathology: Mapping the MMPI-2 restructured clinical (RC) scales onto the five factor model of personality. *Journal of Personality Disorders, 22*, 291-312.
- SPSS Incorporation (2007). *The SPSS base 16.0. User's guide*. Chicago, IL: SPSS Inc.
- Tellegen, A., Ben-Porath, Y.S., McNulty, J.L., Arbisi, P.A., Graham, J.R., & Kaemmer, B. (2003). *The MMPI-2 restructured clinical scales: Development, validation, and interpretation*. Minneapolis, MN: University of Minnesota Press.

ANEXO I. TABLAS (2-6) Y FIGURAS (1-5) CORRESPONDIENTES A LOS RESULTADOS DE LOS ANÁLISIS FACTORIALES CONFIRMATORIOS

Tabla 2. Índice de ajuste por mínimos cuadrados generalizados en el contraste unigrupo de los 5 modelos

Índices de ajuste	Interpretación		Modelos				
	Bueno	Malo	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5
χ^2			82.77	45.19	33.80	49.82	75.94
gl			22	20	18	18	21
p	$\geq .05$	$< .01$	$< .01$	$< .01$	$> .01$	$< .01$	$< .01$
p de B-S	$\geq .05$	$< .01$	0	$< .01$.01	0	0
χ^2/gl	< 2	> 3	3.76	2.26	1.88	2.77	3.62
GFI	$\geq .95$	$< .85$.95	.97	.98	.97	.95
$AGFI$	$\geq .90$	$< .80$.90	.94	.95	.92	.90
CFI	$\geq .90$	$< .80$.81	.92	.95	.90	.83
IFI	$\geq .90$	$< .80$.82	.92	.95	.91	.83
$RMSEA$	$\geq .05$	$> .07$.09	.06	.05	.07	.09
$N_{crítica}$	> 200	< 200	148	251	309	210	156

Método: GLS. Modelo 1: tres factores correlacionados con todos los residuos independientes especificado desde el análisis factorial exploratorio. Modelo 2: tres factores correlacionados y dos correlaciones entre residuos, introducidos desde las sugerencias de los índices de mejora del ajuste del modelo anterior. Modelo 3: cuatro factores correlacionados con todos los residuos independientes, añadiendo un factor hipotetizado desde las correlaciones residuales del modelo anterior. Modelo 4: tres factores correlacionados desde las expectativas de Hoelzle y Meyer (2008). Modelo 5: tres factores correlacionados con todos los residuos independientes desde las expectativas de García y Romero (2009). Índices de ajuste: χ^2 = prueba de bondad de ajuste ji-cuadrado, gl = grados de libertad del estadístico ji-cuadrado (diferencia entre el número de momentos de la matriz de varianza-covarianzas y el número de parámetros a estimar en el modelo), p = probabilidad de mantener la hipótesis nula de bondad de ajuste del estadístico ji-cuadrado obtenido; p de B-S = probabilidad de la prueba de Bollen-Stine o cociente entre el número de muestras extraídas con peor ajuste que en la muestra observada y número total de muestras extraídas; χ^2/gl = cociente entre el estadístico ji-cuadrado y sus grados de libertad; GFI = índice de bondad de ajuste; $AGFI$ = índice de bondad de ajuste ajustado de Jöreskog y Sörbom, IFI = índice incremental de ajuste por el coeficiente delta 2 de Bollen; CFI = índice comparativo de ajuste de Bentler-Bonnett; y $RMSEA$ = Residuo cuadrático medio de aproximación de Steiger-Lind con su valor medio, $N_{crítica}$ = tamaño crítico de muestra de Hoelter con un nivel de significación de .05 para mantener la hipótesis nula de bondad de ajuste con el estadístico ji-cuadrado y grados de libertad obtenidos.

Tabla 3. Índices de ajuste de los modelos con constricciones anidadas en el contraste multigrupo del primer y segundo modelo

Índices de ajuste	Modelo 1: Constricciones				Modelo 2: Constricciones			
	Sin	Pes.	Cov.	Res.	Sin	Pes.	Cov.	Res.
χ^2	90.27	104.17	109.99	140.99	54.62	69.99	76.48	110.08
gl	44	52	58	67	40	48	54	65
p	$< .01$	$< .01$	$< .01$	$< .01$.06	.02	.02	$< .01$
p de B-S	0	0	$< .01$.04	.08	.03	.07	.15
χ^2/gl	2.05	2.01	1.90	2.10	1.37	1.46	1.42	1.69
GFI	.83	.81	.81	.74	.97	.96	.95	.93
$AGFI$.89	.89	.89	.88	.92	.92	.92	.91
CFI	.83	.81	.81	.74	.95	.92	.92	.84
IFI	.85	.83	.82	.74	.95	.93	.92	.84
$RMSEA$.05	.05	.05	.06	.04	.03	.04	.04
$N_{crítica}$	241	241	251	222	366	334	338	277

Método: GLS. Constricciones: sin constricciones (sin), en los pesos (pes.), en varianza-covarianzas (cov.) y en residuos (res.). Índices de ajuste: χ^2 = prueba de bondad de ajuste ji-cuadrado, gl = grados de libertad del estadístico ji-cuadrado, p = probabilidad de mantener la hipótesis nula de bondad de ajuste del estadístico ji-cuadrado obtenido; p de B-S = probabilidad de la prueba de Bollen-Stine o cociente entre el número de muestras extraídas con peor ajuste que en la muestra observada y número total de muestras extraídas; χ^2/gl = cociente entre el estadístico ji-cuadrado y sus grados de libertad; GFI = índice de bondad de ajuste de Jöreskog y Sörbom; $AGFI$ = índice de bondad de ajuste ajustado de Jöreskog y Sörbom; IFI = índice incremental de ajuste por el coeficiente delta 2 de Bollen; CFI = índice comparativo de ajuste de Bentler-Bonnett; $RMSEA$ = Error cuadrático medio de aproximación de Steiger-Lind con su valor medio; $N_{crítica}$ = tamaño crítico de muestra de Hoelter con un nivel de significación de .05.

Tabla 4. Comparaciones de la bondad de ajuste de los modelos anidados en el contraste multigrupo de cada uno de los 5 modelos

	Modelo 1			Modelo 2			Modelo 3			Modelo 4			Modelo 5		
	Pes	Cov	Res	Pes	Cov	Res	Pes	Cov	Res	Pes	Cov	Res	Pes	Cov	Res
Comparaciones de bondad de ajuste con el modelo sin constricciones															
$\Delta\chi^2$	13.9	19.7	50.7	15.4	21.9	55.5	14.0	24.9	55.0	16.8	25.6	58.0	14.3	21.1	53.3
Δgl	8	14	23	8	14	25	10	18	27	12	18	27	9	15	24
p	.08	.14	**	.05	.08	**	.17	.13	**	.16	.11	**	.11	.13	**
Comparaciones de bondad de ajuste con el modelo con constricciones en los pesos de medida															
$\Delta\chi^2$		5.8	36.8		6.5	40.1		10.8	40.9		8.8	41.2		6.8	38.9
Δgl		6	15		6	18		8	17		6	15		6	15
p		.44	**		.37	**		.21	**		.19	**		.34	**
Comparaciones de bondad de ajuste con el modelo con constricciones en las varianza-covarianzas															
$\Delta\chi^2$			31.0			33.6			30.1			32.4			32.1
Δgl			9			11			9			9			9
p			**			**			**			**			**

Método: GLS. Constricciones: en los pesos (pes), en varianza-covarianzas (cov) y en residuos (res).

$\Delta\chi^2$ = diferencia de los estadísticos ji-cuadrado, Δgl = diferencia de los grados de libertad, p = probabilidad de mantener la hipótesis de equivalencia de bondad de ajuste según un modelo matemático ji-cuadrado. ** $p < .01$.

Tabla 5. Índices de ajuste de los modelos con constricciones anidas en el contraste multigrupo del tercer y cuarto modelo

Índices de ajuste	Modelo 3: Constricciones				Modelo 4: Constricciones			
	Sin	Pes.	Cov.	Res.	Sin	Pes.	Cov.	Res.
χ^2	45.07	59.11	69.93	110.04	58.99	75.81	84.58	116.97
gl	36	46	54	63	36	48	54	63
p	.14	.09	.07	< .01	< .01	< .01	< .01	< .01
p de B-S	.11	.10	.14	.18	.01	.01	.03	.10
χ^2/gl	1.25	1.29	1.30	1.59	1.64	1.58	1.57	1.86
GFI	.97	.96	.96	.94	.96	.95	.95	.93
$AGFI$.93	.93	.93	.91	.91	.91	.91	.90
CFI	.97	.95	.94	.87	.92	.90	.89	.81
IFI	.97	.96	.95	.87	.93	.91	.90	.81
$RMSEA$.03	.03	.03	.04	.04	.04	.04	.05
$N_{critica}$	405	381	370	296	310	308	306	253

Método: GLS. Constricciones: sin constricciones (sin), en los pesos (pes.), en varianza-covarianzas (cov.) y en residuos (res.).

Índices de ajuste: χ^2 = prueba de bondad de ajuste ji-cuadrado, gl = grados de libertad del estadístico ji-cuadrado, p = probabilidad de mantener la hipótesis nula de bondad de ajuste del estadístico ji-cuadrado obtenido; p de B-S = probabilidad de la prueba de Bollen-Stine o cociente entre el número de muestras extraídas con peor ajuste que en la muestra observada y número total de muestras extraídas; χ^2/gl = cociente entre el estadístico ji-cuadrado y sus grados de libertad; GFI = índice de bondad de ajuste de Jöreskog y Sörbom; $AGFI$ = índice de bondad de ajuste ajustado de Jöreskog y Sörbom; IFI = índice incremental de ajuste por el coeficiente delta 2 de Bollen; CFI = índice comparativo de ajuste de Bentler-Bonnett; $PNCP$ = valor medio del parámetro de no centralidad poblacional; $RMSEA$ = Error cuadrático medio de aproximación de Steiger-Lind con su valor medio; $N_{critica}$ = tamaño crítico de muestra de Hoelter con un nivel de significación de .05.

Tabla 6. Índices de ajuste de los modelos con constricciones anidadas en el contraste multigrupo del quinto modelo

Índices de ajuste	Modelo 5: Constricciones			
	Sin	Pes.	Cov.	Res.
χ^2	81.04	95.38	102.18	134.30
<i>Gl</i>	42	51	57	66
<i>P</i>	< .01	< .01	< .01	< .01
<i>p</i> de B-S	0	< .01	< .01	.06
χ^2/gl	1.93	1.87	1.79	2.04
<i>GFI</i>	.95	.94	.94	.92
<i>AGFI</i>	.89	.90	.90	.89
<i>CFI</i>	.86	.84	.84	.76
<i>IFI</i>	.87	.85	.85	.76
<i>RMSEA</i>	.05	.05	.05	.05
<i>N_{crítica}</i>	258	259	266	230

Método: GLS. Constricciones: sin constricciones (sin), en los pesos (pes.), en varianza-covarianzas (cov.) y en residuos (res.).
 Índices de ajuste: χ^2 = prueba de bondad de ajuste ji-cuadrado, *gl* = grados de libertad del estadístico ji-cuadrado, *p* = probabilidad de mantener la hipótesis nula de bondad de ajuste del estadístico ji-cuadrado obtenido; *p* de B-S = probabilidad de la prueba de Bollen-Stine o cociente entre el número de muestras extraídas con peor ajuste que en la muestra observada y número total de muestras extraídas; χ^2/gl = cociente entre el estadístico ji-cuadrado y sus grados de libertad; *GFI* = índice de bondad de ajuste de Jöreskog y Sörbom; *AGFI* = índice de bondad de ajuste ajustado de Jöreskog y Sörbom; *IFI* = índice incremental de ajuste por el coeficiente delta 2 de Bollen; *CFI* = índice comparativo de ajuste de Bentler-Bonnett; *PNCP* = valor medio del parámetro de no centralidad poblacional; *RMSEA* = Error cuadrático medio de aproximación de Steiger-Lind con su valor medio; *N_{crítica}* = tamaño crítico de muestra de Hoelter con un nivel de significación de .05.

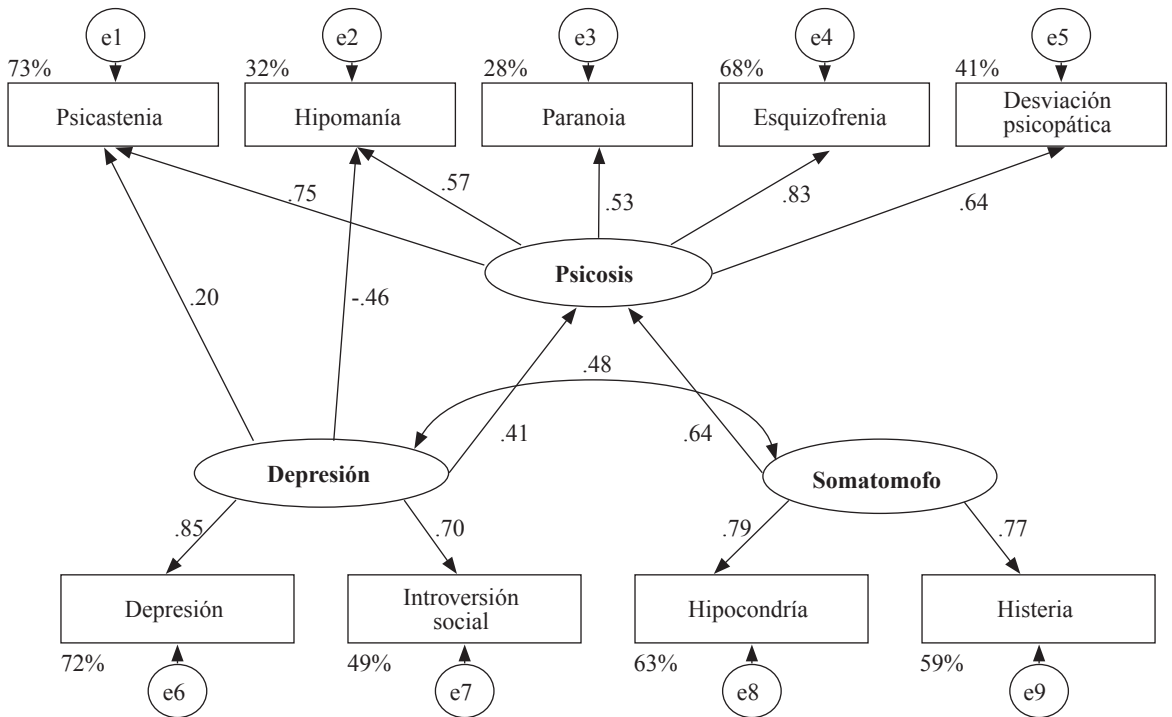


Figura 1. Modelo estandarizado de tres factores correlaciones especificado desde el análisis factorial exploratorio estimado en la muestra conjunta por mínimos cuadrados generalizados.

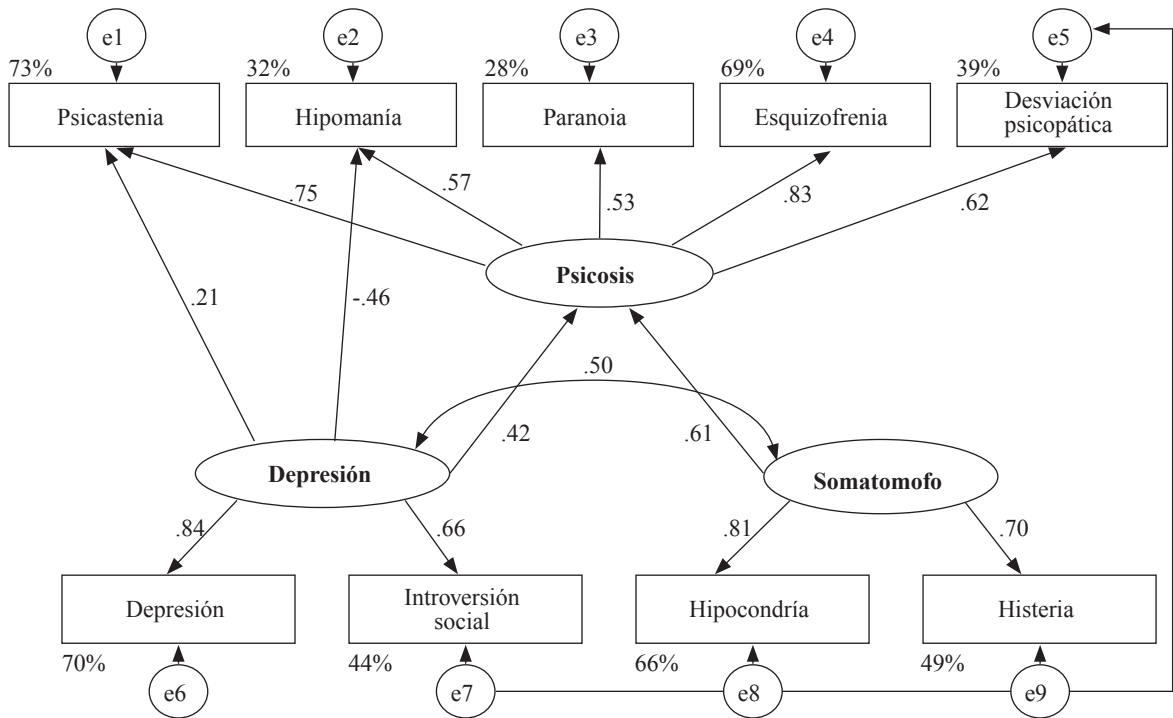


Figura 2. Modelo estandarizado de tres factores correlaciones con 2 correlaciones entre residuos (introducidas desde las sugerencias de los índices de mejora de ajuste del modelo anterior) estimado en la muestra conjunta por mínimos cuadrados generalizados.

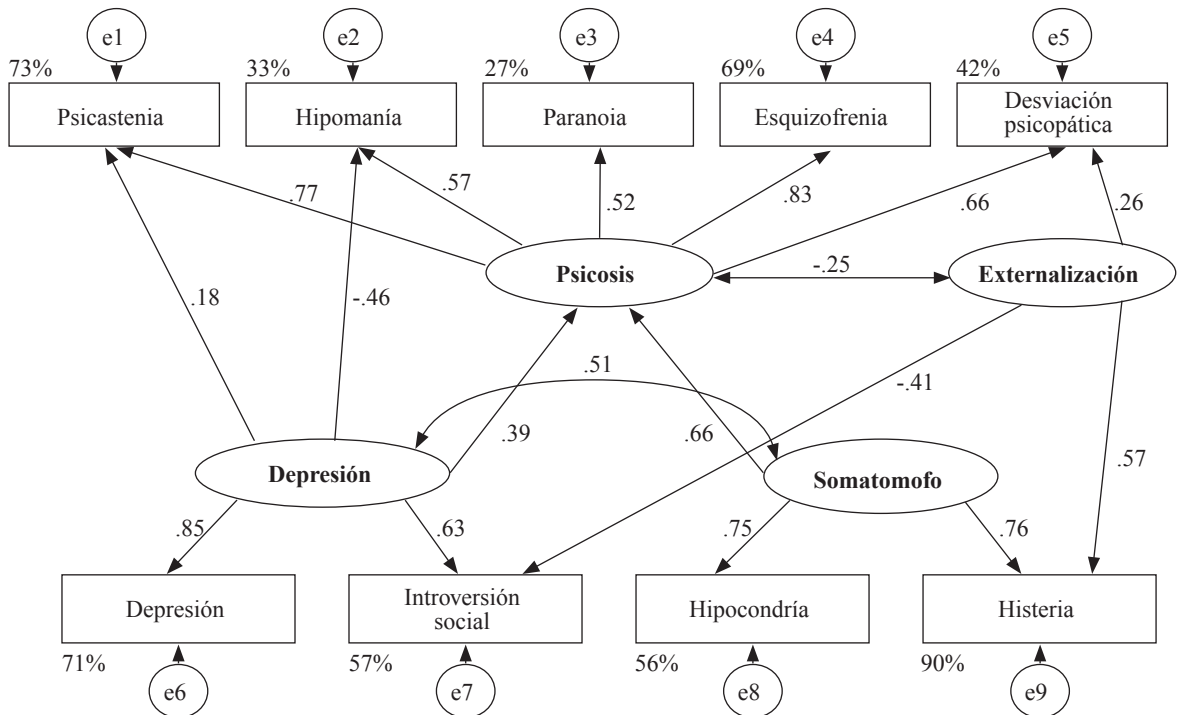


Figura 3. Modelo estandarizado de cuatro factores correlaciones (introduciendo un cuarto factor que se presupone desde las dos correlaciones residuales del modelo anterior) estimado en la muestra conjunta por mínimos cuadrados generalizados.

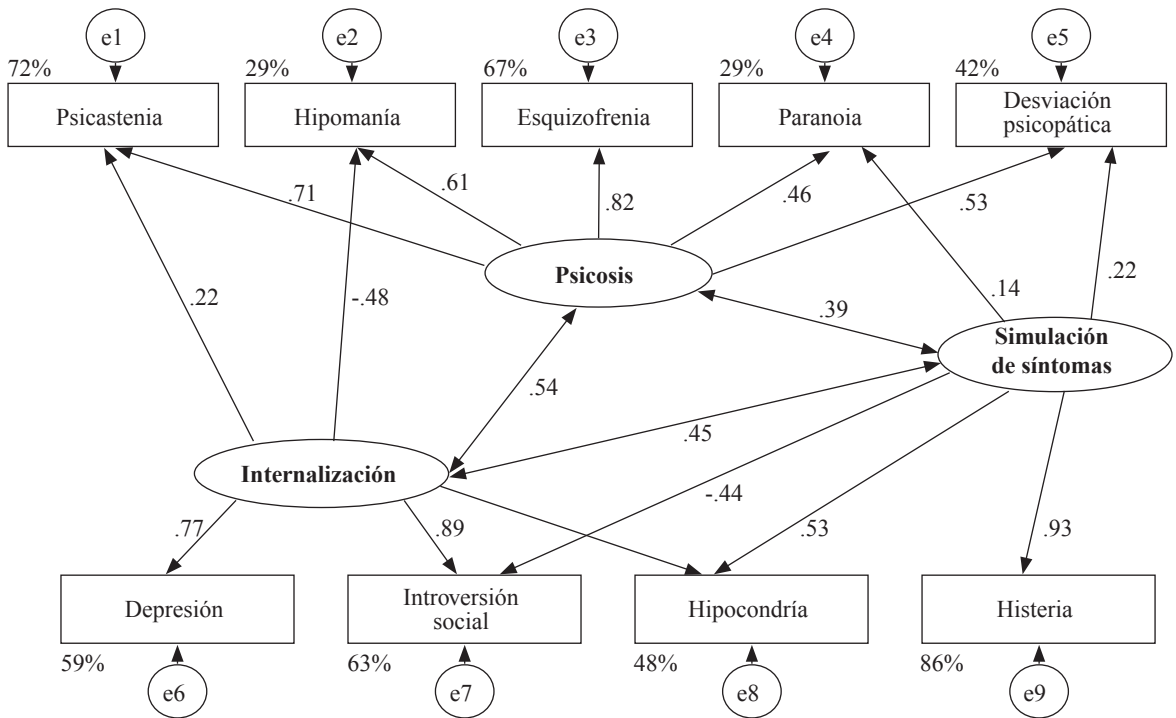


Figura 4. Modelo estandarizado de tres factores correlaciones especificado desde los resultados de Hoelzle y Møyer (2008) estimado en la muestra conjunta por mínimos cuadrados generalizados.

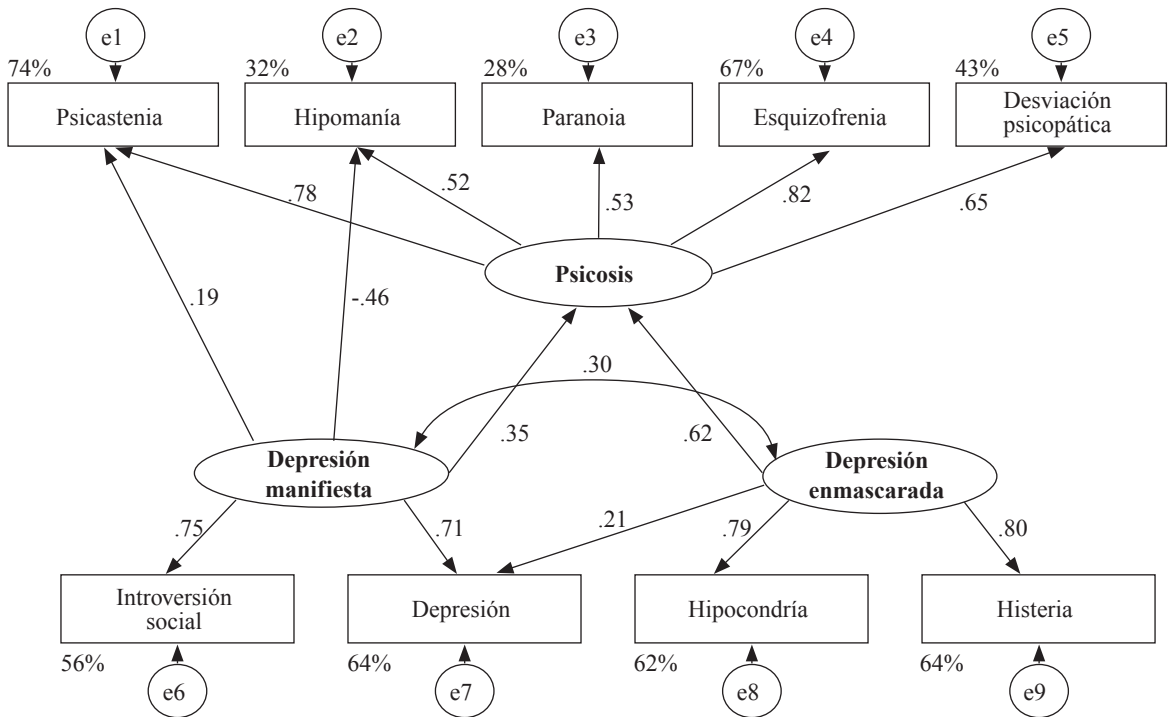


Figura 5. Modelo estandarizado de tres factores correlaciones especificado desde los resultados de García y Romero (2009) estimado en la muestra conjunta por mínimos cuadrados generalizados.