

Validación factorial del Inventario Clínico Multiaxial de Millon III (MCMI-III) en universitarios bolivianos

*Factorial Validation of the Millon Clinical Multiaxial Inventory III (MCMI-III)
in Bolivian University Students*

Alhena L. Alfaro Urquiola

Universidad de Oviedo, Oviedo, España

Arena Denis Orozco Ramírez

Universidad Católica Boliviana, La Paz, Bolivia

Francisco Javier Herrero Diez, Francisco Javier
Rodríguez-Díaz

Universidad de Oviedo, Oviedo, España

Resumen

El inventario clínico multiaxial de Millón (MCMI-III) es una escala de medida para la personalidad y psicopatología ampliamente utilizada y cuya validez de constructo ha venido siendo confirmada a lo largo del tiempo. Los participantes fueron 459 estudiantes universitarios bolivianos entre 17 y 30 años, los cuales han contestado de manera voluntaria a un cuestionario *ad hoc* de elementos sociodemográficos y al cuestionario MCMI-III. Los análisis estuvieron orientados a confirmar las propiedades psicométricas de la escala a partir tanto de los puntajes totales como de los puntajes prototípicos mediante el análisis factorial confirmatorio de dos modelos: el original de cuatro factores y el propuesto por Alareqe et al. (2021), que consta de tres: patología internalizante, patología externalizante y estado general de perturbación psicológica. Como resultados, se confirma el modelo de tres factores con excepción de la validez discriminante, lo que sugiere una estructura unifactorial. Ambos modelos resultan invariantes para sexo. Se presentan las implicaciones de la investigación y sus limitaciones.

Palabras clave: Personalidad, psicopatología, adaptación, psicometría, validación, MCMI-III.

Alhena L. Alfaro-Urquiola, Universidad de Oviedo, Oviedo, España; Arena Denis Orozco Ramírez, Universidad Católica Boliviana, La Paz, Bolivia. Francisco Javier Herrero-Diez, Departamento de Psicología, Universidad de Oviedo, Oviedo, España. Francisco Javier Rodríguez-Díaz, Departamento de Psicología, Universidad de Oviedo, Oviedo, España.

La correspondencia sobre este artículo se dirige a Alhena L. Alfaro-Urquiola, Universidad de Oviedo, Oviedo, España. Correo electrónico: UO298006@uniovi.es



Abstract

The Millon Clinical Multiaxial Inventory (MCMI-III) is a widely used measurement scale for personality and psychopathology whose construct validity has been confirmed over time. The participants were 459 Bolivian university students between 17 and 30 years old, who voluntarily answered an ad hoc questionnaire of sociodemographic elements and the MCMI-III questionnaire. The analyses were oriented to confirm the psychometric properties of the scale based on both total scores and prototypical scores through confirmatory factorial analysis of two models: the original four-factor model and the one proposed by Alareqe et al. (2021), which consists of three factors: internalizing pathology, externalizing pathology, and general state of psychological disturbance. As results, the three-factor model is confirmed except for discriminant validity, which suggests a unifactorial structure. Both models are invariant for sex. The implications of the research and its limitations are presented.

Keywords: Personality, Psychopathology, Adaptation, psychometrics, Validation, MCMI-III.

La falta de consenso al momento de definir qué es la personalidad y cómo debe entenderse ha derivado en diversos conceptos, modelos explicativos y abordajes de esta (Feist et al., 2013). Dos de los modelos más socializados son el presentado por la Asociación Americana de Psiquiatría en el *Manual diagnóstico y estadístico de los trastornos mentales* (DSM) y el propuesto por Theodore Millon, quien plantea la personalidad como un continuo que va de la normalidad, en la que existe flexibilidad adaptativa, según las características del ambiente de la persona, a una rigidez desadaptativa que resultaría patológica (Choca & Grossman, 2015).

El primer modelo referido, en su quinta edición, define al trastorno de personalidad como un “patrón permanente de experiencia interna y de comportamiento” (Asociación Americana de Psiquiatría, 2014, p. 645) generalizado e inflexible que no es común dentro de la cultura de una persona y le genera malestar o deterioro. Además, debe cumplir la característica de permanecer a lo largo del tiempo y haberse presentado desde la adolescencia o adulzete temprana (Asociación Americana de Psiquiatría, 2014). Podría clasificarse en tres grandes grupos a partir de sus similitudes:

- Grupo A: conformado por las personas raras o excéntricas; en este grupo se incluirían los trastornos paranoide, esquizoide y esquizotípico.
- Grupo B: incluiría a las personalidades dramáticas, emocionales o erráticas (antisocial, límite, histriónica y narcisista).
- Grupo C: con aquellas personalidades caracterizadas por mostrarse temerosas o ansiosas (evitativa, dependiente y obsesivo-compulsiva).

Tras la aparición del DSM-II, el modelo teórico de Millon adquirió gran relevancia en la evaluación de la personalidad dentro de la práctica psicológica, existiendo un paralelismo en el desarrollo de las distintas ediciones del MCMI elaborado por Millon y el DSM: el MCMI-I se vinculó al DSM-II, el MCMI-II al DSM-III, y el MCMI-III al DSM-IV, incorporando escalas que reflejan los diez trastornos de personalidad organizados en clústeres (Craig & Bivens, 1998). Este modelo plantea polaridades con las

VALIDACIÓN FACTORIAL DEL INVENTARIO MCMI-III

cuales se relacionaría la personalidad, esta es el resultado de las tareas que todas las personas enfrentan para sobrevivir (placer vs. dolor), el esfuerzo para adaptarse (pasivo vs. activo) y las estrategias para invertir recursos en otras personas (otros vs. uno mismo). Si bien existen estas diferencias, su estructura sería comparable a la del DSM, pues se agrupa en personalidad y psicopatología, equivalentes a los ejes I y II, respectivamente; además, las distingue en función de la severidad de los síntomas (Millon et al., 2007). A pesar de que la teoría que da origen al MCMI data de 1969, esta ha impregnado la concepción moderna del término personalidad, incluso en la versión del DSM-V (Choca & Grossman, 2015).

El sistema de clasificación lógico y coherente propuesto por Millon divide la personalidad en normal y patológica. Tras la incorporación de síndromes clínicos, su instrumento de evaluación psicopatológica se constituyó en uno de los 25 más empleados para evaluar la personalidad (Craig & Bivens, 1998), tanto en el área clínica como jurídica (Choca & Grossman, 2015; Sánchez, 2003). Se ha traducido a múltiples idiomas, ha sido aplicado en diversas culturas (Rossi & Derksen, 2015) y se ha analizado su validez factorial en diversos contextos y poblaciones (Rossi et al., 2007; Alareqe et al., 2021).

La traducción y validación de la versión en español del MCMI-III se hizo en el año 2007 siguiendo los lineamientos de la International Test Commission (ITC); desde entonces, se ha empleado para evaluar muestras clínicas, comunitarias y penitenciarias, tanto en España como en América Latina, donde se cuenta con algunos estudios de validación y adaptación (Souci & Vinet, 2013; Richaud de Minzi et al., 2006). Bolivia no es la excepción en el uso de este inventario, y aunque se han encontrado muchos trabajos tanto de pregrado como de postgrado que lo han empleado en el ámbito clínico, penitenciario y civil, aún no se cuenta con una validación ni adaptación. Este hecho, en parte, está vinculado a las características en la formación en el país, que en muchos casos priorizan el acceso a instrumentos o baterías de evaluación antes que sus características psicométricas (Schulmeyer, 2016).

En el caso de la evaluación de la personalidad, no se han encontrado investigaciones publicadas en revistas indexadas referentes a adaptaciones o validaciones de pruebas. Frente a ello, hay algunas tesis de pregrado que indagan en las propiedades psicométricas de algunas escalas o inventarios (16 PF, BIP, BFQ) y refieren que no cuentan con indicadores adecuados. Entre las tesis de grado consultadas de las dos universidades más grandes y antiguas del país, destacan por su frecuente uso las escalas e inventarios IPDE, BFQ y MCMI, pese a que no se cuenta con sus versiones validadas; incluso, en el caso del BFQ, no manifiesta un nivel aceptable de confiabilidad (Pinto Tapia, 2009; Gurven et al., 2012).

Aunque actualmente se dispone de la cuarta edición del MCMI, publicada en 2018 en español, el uso de la tercera edición sigue siendo predominante en el contexto de Latinoamérica, particularmente en Bolivia. Esta observación se sustenta en una revisión de repositorios y bases de datos locales, donde se identificó un retraso en la adopción de nuevas versiones. Específicamente, el MCMI-II se utilizó hasta 2016; el MCMI-III continuó en uso hasta 2021; mientras que el MCMI-IV comenzó a emplearse en 2022, y se cuenta con muy pocos estudios que lo emplean. Dado este contexto, el presente estudio pretende analizar las propiedades psicométricas y validación del MCMI-III al contexto de Bolivia y, más en concreto, a la población universitaria del país. Es decir, si la prueba principal de evaluación de la personalidad en Bolivia a nivel comunitario muestra propiedades psicométricas tan satisfactorias como

A. ALFARO, A. OROZCO, F. HERRERO-DIEZ Y F. RODRÍGUEZ-DÍAZ

las obtenidas en la muestra de referencia utilizada: la población española. Al mismo tiempo, se busca establecer el nivel de invarianza en los resultados obtenidos por la variable diferencial sexo.

Metodología

Tipo de estudio

Enfoque no experimental, cuantitativo, transversal correlacional por muestreo por conveniencia, en población comunitaria universitaria.

Participantes

La muestra original estuvo conformada por 731 universitarios voluntarios de instituciones públicas y privadas de la ciudad de La Paz, quienes participaron en un estudio sobre violencia en el noviazgo, personalidad, sexismo y desenganche moral. Por las características del estudio principal, se tomaron como criterios de inclusión que fueran estudiantes universitarios con edades comprendidas entre los 17 y 30 años, que tuvieran una pareja al momento de realizar la encuesta, o en los últimos 12 meses. Como criterios de exclusión, se ha tomado que estuvieran casados o que no hubieran contestado alguno de los ítems del instrumento. La muestra final estuvo conformada por 459 personas: 198 varones (M de edad = 20.808; DT = 2.485) y 261 mujeres (M de edad = 21.379; DT = 2.693).

Instrumento Inventario Clínico Multiaxial de Millon (MCMI-III)

Para el presente estudio, se trabajó con la versión adaptada y con baremación para España, editada por TEA ediciones en 2007. El instrumento ([Millon et al., 2007](#)) se compone de 175 ítems de respuesta verdadero / falso que evalúan tanto la personalidad como síndromes clínicos divididos en cinco factores: a) patrones básicos de la personalidad, con 11 escalas (Esquizoide, Evitativo, Depresivo, Dependiente, Histriónico, Narcisista, Antisocial, Sádico, Compulsivo, Pasivo-agresivo, Autodestructivo); b) trastornos severos de la personalidad, con tres escalas (Esquizotípico, Límite y Paranoide); c) síndromes clínicos básicos, con siete escalas (Trastorno de ansiedad, Trastorno somatomorfo, Trastorno bipolar, Trastorno distímico, Dependencia al alcohol, Dependencia de sustancias y Trastorno de estrés postraumático), d) síndromes clínicos severos, con tres escalas (Trastorno del pensamiento, Depresión mayor y Trastorno delirante) y, finalmente, e) escalas modificadoras, con tres escalas.

Aunque al momento de realizar la investigación ya se contaba con la versión IV en el mercado, no se encontró ninguna práctica ni investigación local que la utilizara; por el contrario, existen trabajos donde aún se empleaba el MCMI-II y un número mayor el MCMI-III. No se cuenta con datos sobre la validez o confiabilidad en el contexto local, pero en la validación española se reportan valores de consistencia interna entre .66 (compulsivo) y .90 (depresión mayor), superando el criterio de .80 en 20 de las escalas evaluadas.

Procedimiento

La aplicación de los instrumentos se realizó de manera colectiva presencial, en modalidades virtual y física, en aulas de las distintas universidades participantes y con la presencia de los docentes en el horario de clases. La modalidad virtual se ejecutó mediante un código QR proyectado en las pantallas del aula, mediante el cual los participantes accedían a un formulario en Google Forms. En la mayoría de los casos, para evitar problemas de conectividad, se trabajó con lápiz y papel.

VALIDACIÓN FACTORIAL DEL INVENTARIO MCMI-III

Análisis de datos

Se obtuvo la estadística descriptiva de los ítems de la escala, así como el análisis de la normalidad de las variables continuas, mediante métodos visuales (histograma) y analíticos (prueba de Mardia y prueba de Kolmogorov-Smirnov), usando criterio clásico de nivel de significación estadística en $p < .05$ para todos los análisis inferenciales. Tras verificar la falta de normalidad de las escalas (excepto la subescala de narcisismo y deseabilidad social), se realizó la exploración y análisis factorial confirmatorio de cada escala (Ferrando et al., 2022).

A partir de las recomendaciones de Forero et al. (2009), se optó por trabajar con mínimos cuadrados ponderados diagonalizados (DWLS). El ajuste robusto del modelo fue evaluado mediante los indicadores TLI, CFI, cuyos valores $> .95$ indican un buen ajuste y $> .90$ un ajuste aceptable; el cociente X^2/df , que refleja un ajuste absoluto adecuado cuando se encuentra entre 1 y 3; RMSEA (Root Mean Square Error of Approximation) considerado óptimo con valores de $\leq .05$ y aceptables en el rango .05 a .08; el SRMR (*Standardized Root Mean Square Residual*), con valores inferiores a .06 como aceptables y menores a .05 como buenos; y el ECVI, utilizado para seleccionar el modelo con mejor ajuste en función del valor más bajo (Hu & Bentler, 1999; Roth Unzueta, 2012).

Se analizó la validez discriminante mediante el cálculo de la Varianza Media Extraída (AVE, *Average Variance Extracted*) cuyo valor debe ser $> .05$, y el cómputo de la Proporción Heterorrasgo-Monorrasgo (HTMT, *Heterotrait- Monotrait Ratio*), que indica validez adecuada cuando es menor a .90 (Salessi & Omar, 2019). Posteriormente, se calculó la invarianza en función del sexo y se recalcularon los valores de consistencia interna para los modelos resultantes (Herrero-Diez, 2022).

Cabe mencionar que se trabajó con las puntuaciones brutas y no con las baremadas, ya que se carece de la información para Bolivia. Asimismo, el análisis de las propiedades psicométricas solo se realizó para las primeras cuatro dimensiones, siguiendo estudios previos (Craig & Bivens, 1998; Haddy et al., 2005; Alareqe et al., 2021) y trabajando con los puntajes brutos y prototípicos. Todos los análisis estadísticos se realizaron utilizando JASP v0.18.3.

Resultados

Descriptivos

El análisis de las propiedades psicométricas del MCMI-III en población comunitaria universitaria se hizo tomando en cuenta las 24 subescalas de la prueba para evaluar la personalidad y psicopatología, tanto para el sumatorio total de puntajes prototípicos como para los brutos totales (Tabla 1). La variabilidad/ dispersión es mayor en el caso de la dependencia de sustancias y el trastorno delirante ($CV > 1$), para los datos calculados a partir de los puntajes prototípicos; en el caso de los puntajes brutos, el coeficiente de variabilidad más alto lo presentan el trastorno de estrés postraumático y la depresión mayor ($CV > 0.65$).

Análisis de fiabilidad y consistencia interna

Trabajando con la escala total y el total de la muestra, se obtuvo un Alfa de Cronbach 0.979 y un Omega de 0.981 para la escala total. Los valores para los cuatro factores oscilan entre 0.847 y 0.967 para Alfa de Cronbach y 0.897 y 0.969 para Omega de McDonald; los más bajos son los valores en la patología

Tabla 1

Descriptivos del MCMI-III tomando datos prototípicos y puntajes brutos

	Prototípicos						Puntaje bruto					
	Me	M	DT	Min.	Máx.	CV	Me	M	DT	Min.	Máx.	CV
Evitativo	3.00	3.078	2.120	0.000	8.000	0.689	7.00	6.952	3.514	0.000	16.000	0.506
Esquizoide	3.00	3.261	1.614	0.000	7.000	0.495	8.00	7.547	3.081	0.000	15.000	0.408
Depresivo	3.00	3.664	2.448	0.000	8.000	0.668	6.00	6.505	4.206	0.000	15.000	0.647
Dependence	3.00	3.139	2.231	0.000	8.000	0.711	6.00	6.536	3.850	0.000	16.000	0.589
Histriónico	4.00	3.810	1.848	0.000	7.000	0.485	9.00	9.137	3.101	0.000	18.000	0.339
Narcisista	4.00	3.651	2.095	0.000	9.000	0.574	10.00	10.194	4.511	0.000	23.000	0.443
Antisocial	3.00	2.717	1.675	0.000	7.000	0.617	7.00	6.898	3.260	0.000	16.000	0.473
Agresivo (sádico)	3.00	3.081	1.695	0.000	7.000	0.550	8.00	8.242	3.952	0.000	19.000	0.480
Compulsivo	4.00	4.340	1.739	0.000	8.000	0.401	9.00	8.630	2.905	0.000	17.000	0.337
Pasivo-agresivo	3.00	2.601	1.583	0.000	6.000	0.609	8.00	7.292	3.654	0.000	16.000	0.501
Autodestructivo	2.00	2.560	1.951	0.000	7.000	0.762	6.00	5.721	3.761	0.000	15.000	0.657
Esquizotípico	4.00	3.784	2.310	0.000	9.000	0.610	6.00	6.242	3.989	0.000	16.000	0.639
Límite	3.00	3.447	2.325	0.000	9.000	0.675	6.00	6.357	3.755	0.000	16.000	0.591
Paranoide	4.00	4.346	2.214	0.000	9.000	0.509	7.00	7.357	3.810	0.000	17.000	0.591
T. de ansiedad	3.00	2.647	1.706	0.000	6.000	0.644	6.00	6.139	3.550	0.000	14.000	0.518
T. somatomorfo	2.00	1.941	1.421	0.000	5.000	0.732	5.00	4.904	3.004	0.000	12.000	0.613
T. bipolar	3.00	2.614	1.249	0.000	5.000	0.478	7.00	6.593	2.885	0.000	13.000	0.438
T. distímico	2.00	2.392	1.898	0.000	6.000	0.793	6.00	5.745	3.788	0.000	14.000	0.659
Dep. alcohol	1.00	1.346	1.150	0.000	5.000	0.854	6.00	5.763	2.937	0.000	15.000	0.510
Dep. Sustancias	0.00	0.961	1.316	0.000	6.000	1.370	4.00	4.516	2.707	0.000	14.000	0.599
Estrés post-traumático	2.00	1.834	1.591	0.000	5.000	0.867	6.00	6.447	4.415	0.000	16.000	0.685
T. del pensamiento	3.00	2.950	1.668	0.000	6.000	0.565	8.00	7.593	4.369	0.000	17.000	0.575
Depresión mayor	2.00	2.166	1.850	0.000	6.000	0.854	7.00	6.752	4.635	0.000	17.000	0.687
T. Delirante	1.00	0.926	1.127	0.000	4.000	1.217	4.000	4.499	2.829	0.000	13.000	0.629

VALIDACIÓN FACTORIAL DEL INVENTARIO MCMI-III

Tabla 2
Coeficientes de confiabilidad de la escala MCMI-III

Factor	Omega	Alfa
Personalidad	0.969	0.967
Personalidad patológica	0.906	0.901
Psicopatología	0.931	0.919
Psicopatología grave	0.897	0.847
Total	0.981	0.979

clínica severa y los más elevados en los patrones de personalidad. En el caso de la personalidad, deberían conservarse todas las categorías para mantener la confiabilidad. En el caso de la personalidad patológica, se eliminaría la personalidad límite y, para el factor de psicopatología, la dependencia de sustancias. Finalmente, en el caso de la psicopatología grave, se recomendaría la eliminación del trastorno delirante.

Análisis factorial confirmatorio

Considerando estudios previos, donde se comparan los modelos y la ausencia de datos para Bolivia, se realizó el AFC con variaciones en el modelo propuesto y dos tipos de datos: las sumatorias totales y las de los datos prototípicos. Los modelos comparados fueron el original, propuesto por el manual con cuatro factores; la versión trifactorial, planteada por Alareqe et al. (2021); y la versión unifactorial. Cada una de ellas en las dos variantes: a partir de las sumatorias totales y tomando en cuenta los datos prototípicos (ver Tabla 3).

En el caso del modelo original, no se pudo llegar a una solución debido a las covarianzas entre las distintas subescalas para ambos tipos de puntajes. Como se aprecia en la Tabla 3, con excepción del modelo de Alareqe et al. (2021), puesto a prueba empleando los valores prototípicos, todos los modelos presentaron valores aceptables de ajuste de RMSEA si se aplica un criterio laxo ($> .08$). En el caso del SRMR, todos los modelos cumplen con el criterio de ser menores a .08. Para los indicadores CFI, GFI y TLI, salvo por el modelo de Alareqe et al. (2021) con datos prototípicos, todos los modelos alcanzaron el criterio esticto ($> .95$).

En cuanto al análisis de la chi cuadrada, la significación fue inferior a 0.01 en todas sus variaciones y el ratio de chi cuadrada entre los grados de libertad fue aceptable en todos los casos que pudieron ser estimados; el modelo con menor ajuste (aunque aceptable) fue el de Alareqe et al. (2021). Tomando como criterio el menor valor en ECVI, el modelo con mejor ajuste sería el propuesto por Alareqe et al. (2021), calculado con los puntajes totales, seguido del unifactorial empleando los valores prototípicos.

Respecto a la validez convergente, la fiabilidad compuesta total (CR) es superior a .94 en todos los modelos; el valor para la escala global más alto es de .983 para el modelo de Alareqe et al. (2021) con

los puntajes totales. Puesto que se encontró que los datos obtenidos no se ajustaban al modelo original propuesto por Millon, se hizo nuevamente el cálculo del alfa de Cronbach y Omega de McDonald para los modelos puestos a prueba. Los resultados obtenidos, a nivel de escala global, confirmaron que todos los modelos presentan valores superiores a .94 para ambos indicadores, mientras que a nivel de factores o dimensiones en el modelo de Alareqe et al. (2021) se presentan valores superiores o iguales a .84.

La varianza promedio extraída (AVE) presentó valores entre .465 en el modelo unifactorial prototípico y .812 del tercer factor del modelo de Alareqe et al. (2021) con puntajes totales. Los valores más elevados se obtuvieron para este modelo (todos por arriba de .7). La validez discriminante fue evaluada a partir del HTMT; si se observan los valores en la Tabla 4, se aprecia que tanto si se toma un criterio de ≤ 0.80 o incluso el más laxo de ≤ 0.90 , se podría asumir que se trata de una escala unifactorial. No obstante, tomando en cuenta el ECVI y el AVE, el mejor modelo es el de Alareqe et al. (2021). Por este motivo, se analizará la invarianza para ambos modelos.

Los resultados de la Tabla 5 muestran que el modelo de Alareqe et al. (2021), basado en puntajes totales, tiene un ajuste excelente en todas las etapas de invarianza factorial. Desde el nivel configural ($\text{RMSEA} = 0.031$, $\text{CFI} = 0.998$) hasta el nivel estricto, los cambios en los índices incrementales son mínimos ($\Delta\text{CFI} \leq 0.001$), indicando equivalencia entre grupos. Por su parte, el modelo unifactorial basado en puntajes prototípicos (ver Tabla 6), también presenta un buen ajuste, aunque con índices ligeramente más bajos en el nivel configural ($\text{RMSEA} = 0.036$, $\text{CFI} = 0.993$). En niveles más restrictivos, los cambios son mayores (por ejemplo, $\Delta\text{CFI} = -0.005$ en la invarianza métrica), y el RMSEA alcanza 0.052, al límite de lo aceptable. Si se toma como criterio de variación para los distintos niveles de restricción de diferencias menores a .015, ambos modelos serían invariantes para sexo; sin embargo, de tomarse un criterio inferior a .01, solo el modelo trifactorial de Alareqe et al. (2021) resultaría invariante.

Tabla 3

Indicadores de ajuste para modelos del MCMI-III empleando las sumatorias totales

	Chi-2	GL	<i>p</i>	CHI/GL	RMSEA	RMSEA	SRMR	CFI	TLI	GFI	ECVI
Original	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Or.prot	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Alareqe et al.	569.567	249	<.001	2.287	0.053	0.047-0.059	0.070	0.991	0.993	0.990	1.466
Alareqe et al.prot	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Unifactorial	705.053	252	<.001	2.799	0.063	0.057-0.068	0.080	0.991	0.990	0.988	1.749
Unif. prot	569.741	252	<.001	2.261	0.052	0.047-0.058	0.068	0.986	0.985	0.982	1.454

Tabla 4
Confiabilidad, validez convergente y discriminante empleando sumatorias

Modelo	Omega			Alfa			CR			AVE			HTMT					
	F1	F2	F3	Tot	F1	F2	F3	Tot	F1	F2	F3	F1-F2	F1-F3	F2-F3				
Original	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-			
Alareqe et al.	0.979	0.912	0.891	0.982	0.977	0.921	0.841	0.979	0.976	0.919	0.877	0.983	0.722	0.749	0.812	0.784	0.929	0.822
Alareqe et al.prot	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Unifactorial	-	-	-	0.978	-	-	-	0.979	-	-	-	0.979	0.691	-	-	-	-	-
Unifac prot	-	-	-	0.944	-	-	-	0.941	-	-	-	0.943	0.465	-	-	-	-	-

Tabla 5
Invarianza del modelo basado en el modelo de Alareqe et al. (2021) empleando puntajes totales

Modelo Alareqe	Chi-2	GL	p	IC-90%												Z(aprox.)
				CHI/GL	RMSEA	RMSEA	SRMR	CFI	TLI	I-CHI2	I-GL	I-RMSEA	I-SRMR	I-CFI	I-TLI	
Todos	569.567	249	.0010	2,2874	0.0530	0.047- 0.059	0.07	0.9940	0.993	-	-	-	-	-	-	11.45756243
Configural	604.26	498	.0010	1,2134	0.310	0.021- 0.039	0.071	0.9980	0.998	-	-	-	-	-	-	3.220153657
Loadings (metric)	663.083	519	.001	1,2776	0.035	0.026- 0.043	0.074	0.997	0.997	58.823	21	0.0040	0.003	-0.001	-0.001	4.21407779
Interceps (scalar)	695.87	540	.001	1,2886	0.0360	0.027- 0.043	0.073	0.997	0.997	32.787	21	0.0010	-0.001	0	0	4.457896273
Residuals (strict)	706.251	564	.001	1,2522	0.033	0.025- 0.041	0.074	0.997	0.997	10.381	24	-0.0030	0.001	0	0	4.01244689

Tabla 6
Invarianza del modelo basado en el modelo unifactorial empleando los puntajes prototípicos

Modelo Unifactorial prototíp.	Chi-2	GL	p	CHI/ GL	RMSEA	SRMR	CFI	TLI	I-CHI2	I-GL	I-RMSEA	I-SRMR	I-CFI	I-TLI	Z(aprox.)	IC-90%		
Todos	569.741	252	.0010	2.2609	0.0520	0.047-	0.068	0.9860	0.985	-	-	-	-	-	-	-	11.32855275	
Configural	Grupos	656.313	504	.0010	1.3022	0.0360	0.028-	0.072	0.9930	0.993							4.496917484	
Loadings (metric)		812.373	527	.001	1.5415	0.049	0.042-	0.08	0.988	0.987	156.06	23	0.0130	0.008	-0.005	-0.006	7.858176657	
Intercepts (scalar)		893.039	550	.001	1.6237	0.0520	0.046-	0.08	0.985	0.985	80.666	23	0.0030	0	-0.003	-0.002	9.110847134	
Residuals (strict)		922.097	574	.001	1.6064	0.052	0.045-	0.058	0.082	0.994	0.995	29.058	24	0.0000	0.002	0.009	0.01	9.076691474

VALIDACIÓN FACTORIAL DEL INVENTARIO MCMI-III

Discusión

Este estudio tuvo como objetivo analizar las propiedades psicométricas del MCMI-III y validarla en el contexto universitario de Bolivia. Específicamente, se buscó obtener datos psicométricos para la prueba principal de evaluación de la personalidad en Bolivia, utilizando una muestra universitaria como referencia y comparándola con la población española.

Los resultados indican que los datos no se ajustan a la estructura original de cuatro factores propuesta por Millon en la versión española adaptada por TEA (2007), independientemente de si se emplean puntajes brutos o datos prototípicos. En el primer caso, algunos ítems parecen evaluar más de una característica de la personalidad, lo que afecta a las covarianzas. Sin embargo, al excluir estos ítems, el problema persiste, posiblemente debido a la continuidad en el nivel de patología o la gravedad de los síntomas.

En este sentido, diversos estudios han encontrado escalas que saturan en más de un factor, ya sea a partir del análisis de componentes principales, del análisis confirmatorio multigrupo o del modelado de ecuaciones estructurales (Craig & Bivens, 1998; Rossi & Simonsen, 2010). Esto sugiere un sobrelapamiento de distintos rasgos (Rossi et al., 2007).

En esta línea, el estudio planteado por Alareqe et al. (2021) resulta especialmente útil, ya que, tras aplicar ocho diferentes estrategias de análisis factorial exploratorio, identifica una solución trifactorial. Luego, al compararla con otros mediante el índice de congruencia de Tucker, se observan similitudes, lo que lleva a plantear tres factores que también se confirman en el presente estudio: psicopatología internalizante, psicopatología externalizante y estado de perturbación psicológica general (*general state of psychological disturbances* en el original).

No obstante, aunque los indicadores de ajuste de modelo, la validez convergente y la fiabilidad de la escala presentan valores aceptables a muy buenos, el análisis de la validez discriminante revela problemas. En particular, al aplicar el modelo de Alareqe et al. (2021) con las puntuaciones brutas de la escala, se observa una baja discriminación entre el factor 1 y el factor 3. Además, al emplear los valores prototípicos, no fue posible estimar el HTMT debido a la presencia de varianzas negativas.

En el presente estudio se comprueba que trabajar con las sumatorias totales por escala o con los datos prototípicos no afectaba en gran medida al ajuste del modelo unifactorial. Sin embargo, la validez convergente se veía reducida al emplear los valores prototípicos, mientras que, al trabajar con los puntajes totales y el modelo trifactorial, este carecía de validez discriminante y parecía ser bifactorial. Por esta razón, se descartaron modelos previamente propuestos y se optó por un modelo unifactorial.

El presente estudio se vio limitado por la falta de instrumentos de medida validados para la población boliviana, tanto para evaluación de la personalidad como de psicopatología. Esto dificultó realizar comparaciones con otras pruebas para establecer la validez de criterio. De igual forma, la distribución de la muestra, compuesta principalmente por estudiantes universitarios, no permitió la obtención de puntos de corte para diferenciar entre individuos con y sin trastornos o patologías. Esto es crucial para la evaluación diagnóstica.

Tanto la falta de confirmación del modelo original como el del modelo trifactorial podrían deberse a una limitación al momento de trabajar con una muestra comunitaria de universitarios y no así clínica

A. ALFARO, A. OROZCO, F. HERRERO-DIEZ Y F. RODRÍGUEZ-DÍAZ

o penitenciaria, como en muchos de los estudios previos. Esto, probablemente, dificultaría una mejor discriminación entre los diversos factores. No obstante, según Dyce et al. (1997), una ventaja de trabajar con este tipo de población es que hay menor probabilidad de que tengan algún diagnóstico dentro del Eje I, lo que se confirma en el presente estudio.

A futuro, queda evaluar las propiedades psicométricas de la escala con población comunitaria, clínica y penitenciaria para poder hacer mayores comparaciones y determinar si realmente es la escala la que no discrimina bien a la población boliviana o si tiene características propias que requieren otro tipo de instrumentos. De igual forma, dada la antigüedad del MCMI-III, se sugiere trabajar con la versión más reciente publicada.

Conflicto de intereses

Las personas autoras declaran que no existe conflicto de intereses.

Agradecimientos

Se agradece el financiamiento con la colaboración de European Regional Development Funds (European Union and Principality of Asturias) through the Science, Technology and Innovation Plan (AYUD/2021/51411) y la Spanish State Research Agency of the Ministry of Economic Affairs and Digital Transformation (MCI-21-PID2020-114736GB-I00).

Referencias

- Alareqe, N., Roslan, S., Nordin, M., Ahmad, N., & Taresh, S. (2021). Psychometric Properties of the Millon Clinical Multiaxial Inventory-III in an Arabic Clinical Sample Compared With American, Italian, and Dutch cultures. *Frontiers in Psychology*, 12, 562619. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2021.562619>
- Asociación Americana de Psiquiatría. (2014). *Manual diagnóstico y estadístico de los trastornos mentales DSM-5*. Editorial Médica Panamericana.
- Choca, J., & Grossman, S. (2015). Evolution of the Millon Clinical Multiaxial Inventory. *Journal of Personality Assessment*, 97(6), 541-549. <https://doi.org/10.1080/00223891.2015.105575>
- Craig, R. J., & Bivens, A. (1998). Factor Structure of the MCMI-III. *Journal of Personality Assessment*, 70(1), 190-196. https://doi.org/10.1207/s15327752jpa7001_13
- Dyce, J. A., O'Connor, B. P., Parkins, S. Y., & Janzen, H. L. (1997). Correlational structure of the MCMI-III personality disorder scales and comparisons with other data sets. *Journal of Personality Assessment*, 69(3), 568-582. https://doi.org/10.1207/s15327752jpa6903_10
- Feist, J., Feist, G., & Roberts, T.-A. (2013). *Teorías de la personalidad*. McGraw Hill.
- Ferrando, P. J., Lorenzo-Seva, U., Hernández-Dorado, A., & Muñiz, J. (2022). Decálogo para el Análisis Factorial de los Ítems de un Test. *Psicothema*, 34(1), 7-17. <https://doi.org/10.7334/psicothema2021.456>
- Forero, C., Maydeu-Olivares, A., & Gallardo-Pujol, D. (2009). Factor Analysis with Ordinal Indicators: A Monte Carlo Study Comparing DWLS and ULS Estimation. *Structural Equation Modeling*, 16(4), 625-641. <https://doi.org/10.1080/10705510903203573>

VALIDACIÓN FACTORIAL DEL INVENTARIO MCMI-III

- Gurven, M., von Rueden, C., Massenkoff, M., Kaplan, H., & Lero, M. (2012). How Universal Is the Big Five? Testing the Five-Factor Model of Personality Variation Among Forager–Farmers in the Bolivian Amazon. *Journal of Personality and Social Psychology, 104*(2), 354-370. <http://dx.doi.org/10.1037/a0030841.supp>
- Haddy, C., Strack, S., & Choca, J. (2005). Linking Personality Disorders and Clinical Syndromes on the MCMI-III. *Journal of Personality Assessment, 84*(2), 193-204. https://doi.org/10.1207/s15327752jpa8402_09
- Herrero-Diez, F. (2022). *Prueba de la invariancia en el Análisis Factorial Confirmatorio (AFC)*. Report DPAM#05.07.4. Oviedo.
- Hu, L., & Bentler, P. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal, 6*(1), 1-55. <https://doi.org/10.1080/10705519909540118>
- Millon, T., Davis, R., & Millon, C. (2007). *MCMI-III Inventario Clínico Multiaxial de Millon III. Manual*. TEA ediciones.
- Pinto Tapia, B. (2009). *Amor y personalidad en los Aymaras*. Verbo Divino.
- Richaud de Minzi, M., Oros, L., & Lemos, V. (2006). Una adaptación preliminar a la Argentina del Inventario Clínico Multiaxial de Millon III. *Revista Argentina de Clínica Psicológica, 15*(1), 55-62.
- Rossi, G., & Derkzen, J. (2015). International Adaptations of the Millon Clinical Multiaxial Inventory: Construct Validity and Clinical Applications. *Journal of Personality Assessment, 97*(6), 572-590. <https://doi.org/10.1080/00223891.2015.1079531>
- Rossi, G., & Simonsen, E. (2010). Empirical evidence for a four factor framework of personality disorder organization: multigroup confirmatory factor analysis of the Millon Clinical Multiaxial Inventory-III personality disorder scales across Belgian and Danish data samples. *Journal of Personality Disorders, 24*(1), 128-150. <https://doi.org/10.1521/pedi.2010.24.1.128>
- Rossi, G., van der Ark, L., & Sloore, H. (2007). Factor Analysis of the Dutch-Language Version of the MCMI-III. *Journal of Personality Assessment, 88*(2), 144-157. <https://doi.org/10.1080/00223890701267977>
- Roth Unzueta, E. (2012). *Análisis multivariado en la investigación psicológica: Modelado predictivo y causal con SPSS y AMOS*. Universidad Católica Boliviana "San Pablo".
- Salessi, S., & Omar, A. (2019). Validez discriminante, predictiva e incremental de la escala de comportamientos laborales proactivos de Belschak y Den Hartog. *Revista Costarricense de Psicología, 38*(1), 75-93. <https://doi.org/10.22544/rcps.v38i01.05>
- Sánchez, R. O. (2003). Theodore Millon, una teoría de la personalidad y su patología. *Psico-USF, 8*(2), 163-173. <https://doi.org/10.1590/S1413-82712003000200008>
- Schulmeyer, M. (2016). La formación en evaluación psicológica en carreras de psicología de Bolivia. *Interamerican Journal of Psychology, 50*(2), 288-300. <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=28447010011>
- Souci, M., & Vinet, E. (2013). Examen psicométrico exploratorio del Millon Clinic Multiaxial Inventory III (MCMI-III) en población penitenciaria chilena. *Salud & Sociedad, 4*(2), 168-184.

Recibido: 10 de mayo de 2024

Revisión recibida: 16 de enero de 2025

Aceptado: 17 de enero de 2025

A. ALFARO, A. OROZCO, F. HERRERO-DIEZ Y F. RODRÍGUEZ-DÍAZ

Sobre las personas autoras:

Alhena L. Alfaro Urquiola  es máster en Métodos de Investigación en Psicología. Psicóloga e investigadora asociada a la Universidad de Oviedo, Oviedo, España. Su labor se centra en psicometría y salud mental, con experiencia en proyectos sobre adicciones, violencia en el noviazgo y validación de instrumentos psicológicos. Ha ejercido como psicoterapeuta y docente en Bolivia.

Arena Denis Orozco Ramírez  es psicóloga con especialidad en Terapia Sistémica Familiar. Ha colaborado como voluntaria en Misión Internacional y en la Fiscalía Departamental de La Paz, Bolivia; brindando apoyo a víctimas de violencia sexual. Actualmente se desempeña en el ámbito clínico.

Francisco Javier Herrero-Diez  es doctor en Psicología y Profesor Titular en el Departamento de Psicología de la Universidad de Oviedo, Oviedo, España. Sus líneas de investigación se centran en la Metodología de las Ciencias del Comportamiento, especializándose en análisis de datos, simulación computacional, metodología observacional y desarrollo de sistemas expertos aplicados al Área de la Salud.

Francisco Javier Rodríguez-Díaz  es catedrático de Psicología en la Universidad de Oviedo, Oviedo, España y doctor por la Universidad de Santiago de Compostela, Galicia, España. Sus líneas de investigación incluyen personalidad, evaluación y tratamiento psicológico, psicología comunitaria y jurídica. Ha dirigido grupos de investigación consolidados y cuenta con una amplia producción científica reconocida internacionalmente.

Publicado en línea: 31 de diciembre de 2025