

Adaptación y validación

para el contexto ecuatoriano de la Escala Multidimensional de Perfeccionismo (MPS)

Adaptation and validation for the Ecuadorian context of the Multidimensional Perfectionism Scale (MPS)

 Geovanny Genaro Reivan-Ortiz. Laboratorio de Psicología Básica, Análisis Conductual y Desarrollo Programático. Universidad Católica de Cuenca. Ecuador. greivano@ucacue.edu.ec (*Autor de correspondencia)

 Ximena Augusta Campoverde Pesantes. Departamento de Vinculación Carrera de Psicología Clínica Universidad Católica de Cuenca. Ecuador. axcampoverdep@ucacue.edu.ec

 Rafael Gerardo Yanza Méndez. Departamento de Vinculación Carrera de Psicología Clínica Universidad Católica de Cuenca. Ecuador. ryanzam@ucacue.edu.ec

 Andrés Alexis Ramírez Coronel. Universidad Católica de Cuenca. Ecuador. andres.ramirez@ucacue.edu.ec

 Pedro Carlos Martínez-Suárez. Laboratorio de Psicometría, Psicología Comparada y Etología (LABPPCE), Universidad Católica de Cuenca. Ecuador.

Autores manifiestan no presentar conflicto de interés.

Received/Recibido: 01/28/2021 Accepted/Aceptado: 02/15/2021 Published/Publicado: 06/10/2021 DOI: <http://doi.org/10.5281/zenodo.5224540>

Resumen

Resumen. El objetivo del presente estudio fue adaptar, estudiar la estructura factorial y fiabilidad en población ecuatoriana de la Escala Multidimensional de Perfeccionismo (MPS). Se empleó una muestra no probabilística de 1172 participantes (edad: $M = 21,99$; $DT = 2,49$; 58,6% mujeres y 41,4% hombres). El primer estudio de análisis paralelo identificó siete factores interpretables que explican el 59,02% de la varianza. El segundo estudio de análisis factorial confirmatorio indica un ajuste aceptable ($GFI = 0,93$; $AGFI = 0,91$; $NFI = 0,90$; $RMR = 0,11$). Los coeficientes de fiabilidad por alfa de Cronbach y omega de McDonald fueron ambos de 0,87. La versión ecuatoriana de la EMP muestra buenas propiedades psicométricas y se adapta al contexto cultural de Ecuador.

Palabras clave: Perfeccionismo, análisis psicométrico, confiabilidad, validez, adaptación.

Abstract

Abstract. The objective of the present study was to adapt, study the factorial structure and reliability in the Ecuadorian population of the Multidimensional Scale of Perfectionism (MPS). A non-probability sample of 1172 participants were used (age: $M = 21.99$; $DT = 2.49$; 58.6% women and 41.4% men). The first parallel analysis study identified seven interpretable factors that explain 59.02% of the variance. The second confirmatory factor analysis study indicates an acceptable fit ($GFI = 0.93$; $AGFI = 0.91$; $NFI = 0.90$; $RMR = 0.11$). The reliability coefficients for Cronbach's alpha and McDonald's omega were both 0.87. The Ecuadorian version of the EMP shows good psychometric properties and is adapted to the cultural context of Ecuador.

Keywords: Perfectionism, psychometric analysis, reliability, validity, adaptation.

Introducción

El período de los años noventa representó una inflexión en el estudio del perfeccionismo, debido a que algunos autores propusieron estudiarlo como un constructo multidimensional, en contraposición ante perspectiva unidimensional instaurada. El estudio de la conducta perfeccionista desde la aproximación multidimensional contribuyó de manera promisoriosa a una descripción y evaluación más precisa de esta conducta. Desde esta aproximación, la persona perfeccionista se caracteriza por instaurar metas personales demasiado altas, valorar excesivamente el orden y la organización, juzgar de manera inadecuada sus metas y experimentar incertidumbre acerca de su rendimiento^{1,2}.

Considerar el perfeccionismo como un constructo multidimensional, permitió conocer a profundidad entre los aspectos inter e intrapersonales de dicha conducta; las investigaciones de^{3,4}, avalaron esta propuesta y sugirieron tres dimensiones: perfeccionismo auto-orientado, perfeccionismo orientado hacia otros y perfeccionismo establecido socialmente. Se considera que la importancia de estudiar el perfeccionismo reside en que esta conducta está asociada a diversos problemas clínicos como la depresión^{5,6}, la ansiedad^{2,7,8}, los trastornos de la conducta alimentaria^{9,10}, la fobia social¹¹, alcoholismo, disfunción eréctil¹; y se establece como el segundo criterio para el diagnóstico del trastorno obsesivo-compulsivo de la

personalidad en el Manual Diagnóstico y Estadístico de los Trastornos Mentales¹². No obstante, es erróneo suponer que el perfeccionismo sólo se asocia a aspectos patológicos, ya que además está relacionado con aspectos saludables como la organización, los logros académicos, el afecto positivo y la disciplina^{5,6,13,14}.

Siguiendo esta línea y a partir de los efectos que la conducta perfeccionista tiene sobre la salud física y emocional, se proponen al menos tres bipolos: normal vs. neurótico¹⁵, positivo vs. negativo¹⁶, saludable vs. no saludable¹¹. Precisamente esta última clasificación es aprobada por un número sustancial de investigadores y ha tenido apoyo empírico considerable. De hecho, en los instrumentos que evalúan el perfeccionismo se identifican dimensiones que miden aspectos tanto saludables como no saludables.

Por otro lado, el estudio del perfeccionismo desde una mirada multidimensional tuvo un gran impacto en la forma de evaluación de esta conducta, a tal punto de que los instrumentos que consideraban al perfeccionismo como un constructo unidimensional, fueron rotundamente cuestionados^{17,18} por presentar resultados inconsistentes respecto a su fiabilidad y validez¹⁹⁻²¹. Debido a ello¹, construyeron la *Multidimensional Perfectionism Scale* (MPS) reuniendo seis aspectos relevantes para medir el perfeccionismo. La MPS está compuesta por 35 ítems de cinco opciones de respuesta tipo Likert. Según establecen los autores, la versión original fue validada con una muestra de mujeres universitarias, identificando seis dimensiones que explicaron el 53% de la varianza: Las exigencias personales, la preocupación por los errores, las dudas sobre acciones, las expectativas paternas, las críticas paternas, y la organización; y en términos de consistencia interna, posee una adecuada fiabilidad¹. Cabalmente, estudios posteriores han mostrado que el instrumento tiene adecuada consistencia interna, tanto para la puntuación total como para cada una de las dimensiones o factores²²⁻²⁶. De acuerdo a la estructura factorial de la MPS, otras investigaciones concuerdan con la misma estructura original de seis dimensiones^{25,26}; sin embargo, algunos autores han encontrado diferentes estructuras factoriales, como el caso de cinco dimensiones^{9,22}, de cuatro dimensiones^{24,23,27} y de tres dimensiones². Debido a ello, se considera que la falta de precisión frente a la estructura factorial de la MPS puede explicarse por tres razones: traducciones inadecuadas, sensibilidad del instrumento y variables socioculturales. Consecuentemente de ello, debe concebirse más evidencia que contribuya a precisar la estructura factorial de la escala, para mediciones más exactas de este constructo.

La MPS ha sido traducida a varios idiomas y ha mostrado ser un instrumento útil para medir el perfeccionismo desde una mirada multidimensional, sin embargo, no existen estudios sobre sus propiedades psicométricas en la cultura ecuatoriana. Por ello, el propósito de la presente investigación fue evaluar la estructura factorial y consistencia interna de la MPS en estudiantes universitarios ecuatorianos.

Métodos

Diseño

Se realizó la traducción y adaptación lingüística y cultural de la escala, así como un estudio instrumental, descriptivo transversal para determinar su validez y fiabilidad.

Participantes

La población de estudio estuvo conformada por una muestra no probabilística accidental²⁸, de $n=1172$ (edad: $M=21,99$; $DT=2,49$; 58.6% mujeres y 41,4% hombres) estudiantes de licenciatura de Psicología de la Universidad Católica de Cuenca de Ecuador. En tanto a los criterios de inclusión se consideraron a los estudiantes universitarios de Psicología que hayan firmado el consentimiento informado y como criterio de exclusión a los participantes que estén bajo el efecto de estupefacientes o drogas, excepto el tabaco.

Instrumentos

*Multidimensional Perfectionism Scale*¹. Instrumento de medida del perfeccionismo, conformado por un cuestionario autoaplicado de 35 ítems medidos por una escala tipo Likert de cinco opciones de respuesta, que van desde 1 "totalmente en desacuerdo" hasta 5 "totalmente de acuerdo". En cuanto a su composición interna y fiabilidad, el cuestionario está conformado por seis dimensiones que explican el 53,60% de la varianza: Exigencias personales *Personal Standards* ($\alpha=0,83$), Preocupación por los errores *Concern over Mistakes* ($\alpha=0,88$), Dudas sobre acciones *Doubts about Actions* ($\alpha=0,77$), Expectativas paternas *Parental Expectations* ($\alpha=0,84$), Críticas paternas *Parental Criticism* ($\alpha=0,84$), y Organización *Organization* ($\alpha=0,93$). Posee una adecuada fiabilidad para el total de la escala ($\alpha=0,90$). La interpretación se realiza con la suma de la totalidad de sus ítems o con la suma específica de cada subescala.

Cuestionario Sociodemográfico. Se elaboró una encuesta corta que recolecta datos personales como la edad, género y el nivel de estudio.

Procedimiento

El estudio se llevó a cabo entre diciembre de 2017 y mayo de 2018 y constó de dos etapas. En la primera se realizó la traducción y adaptación lingüística y cultural del cuestionario original según las recomendaciones que existen al respecto²⁹⁻³² aunando esas pautas con las normas de la *International Test Commission*^{33,34}. Para ello, se recurrió a dos traductores bilingües que tradujeron el cuestionario original al castellano de manera independiente, generándose dos versiones. A continuación, otros dos traductores realizaron la retrotraducción de ambas versiones al inglés^{29,35}. Las traducciones ordenadas fueron cotejadas por un panel de expertos en psicometría (dos especialistas) que comprobaron su equivalencia conceptual, revisaron las divergencias y eligieron los términos que guardaban mayor similitud con los usados en el contexto ecuatoriano. Las sugerencias contribuidas se consensuaron con el investigador principal. Se obtuvo así una primera versión ecuatoriana con la que, a partir de una muestra ($n=29$) de estudiantes universitarios ecuatorianos, se hizo un estudio piloto para evaluar su comprensión y fact-

ibilidad^{36,37}, tras la cual se aseguró su semántica, considerando la versión definitiva del cuestionario.

El Comité de Ética de Investigación en Seres Humanos (CEISH) de la Universidad Católica de Cuenca aprobó el estudio lo que incluyó un consentimiento informado, el cual se construyó de acuerdo con el código ético de la APA para la investigación y confidencialidad de los datos³⁸, los estudiantes que desearon participar en el estudio de forma voluntaria procedieron a firmar el documento por escrito. El proceso de recolección de los datos se realizó en horario docente resaltando el carácter anónimo de la información recolectada³⁹. En esta segunda etapa se realizó un estudio descriptivo y transversal para analizar las propiedades psicométricas del instrumento y respaldar su uso en el contexto para el que se adapta^{29,40}, todo esto con el fin de garantizar la calidad de las futuras mediciones⁴¹, para ello se utilizó la versión ecuatoriana del EMP, así como un breve cuestionario con datos sociodemográficos.

Análisis de datos

Se realizó un análisis descriptivo de la muestra resumiendo las variables sociodemográficas, así como el estudio de normalidad univariada y multivariada (Coeficiente de Mardia) en la matriz de los datos de las variables observadas.

Por lo que respecta a la estructura interna, y con el fin de determinar las dimensiones subyacentes del EMP, se usó un procedimiento de validación cruzada. Para ello se dividió aleatoriamente la muestra en dos mitades. La primera submuestra ($n_1=586$) fue empleada para realizar un análisis factorial exploratorio (AFE). Previamente se evaluó la pertinencia de este mediante la prueba de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) y la prueba de esfericidad de Bartlett. En el estudio realizado¹, se utilizó análisis por componentes principales como el método para la extracción de factores, así como el método ortogonal varimax para la obtención de la matriz rotada, encontrándose los factores correlacionados en el estudio citado. Sin embargo, en la presente investigación, en particular para no cometer complicaciones debido al empleo injustificado del “*pack*” conocido como “*Little Jiffy*”: componentes principales - valores propios mayores que uno o regla de Kaiser - rotación varimax⁴², en el presente estudio, al conocerse la falta de normalidad multivariante, el estimador utilizado fue el de mínimos cuadrados no ponderados (*Unweighted least squares*, ULS); el procedimiento escogido para determinar el número de dimensiones fue el de implementación óptima del análisis paralelo (*Parallel Analysis*, PA)⁴³ un método frecuentemente recomendado para evaluar la dimensionalidad de un conjunto de variables. Este método es conocido por ejecutarse en diferentes variantes, que pueden producir diferentes indicaciones de dimensionalidad, por lo que se considera el método más apropiado para evaluar el número de factores comunes subyacentes a las variables ordenadas⁴³; y se optó por el método de rotación oblicuo Promin⁴⁴, que permite que todos los factores correlacionen entre sí.

Con la segunda submuestra ($n_2=586$) se efectuó un análisis factorial confirmatorio (AFC) para comprobar la estructura obtenida con el análisis paralelo (PA). De acuerdo con

el incumplimiento del supuesto de normalidad multivariante en la matriz de datos, del mismo modo el método estimación fue de Mínimos cuadrados no ponderados (*Unweighted least squares*, ULS), este método permite obtener estimaciones adecuadas de los modelos sin el requisito de la distribución normal de las variables utilizadas⁴⁵. El ajuste del modelo se evaluó utilizando diversos indicadores: Índice de bondad de ajuste (GFI, *Goodness-of-fit*), Índice de Ajuste Normado (NFI, *Normed Fit Index*) y el Índice ajustado de bondad de ajuste (AGFI, *Adjusted goodness-of-fit*) del cual los valores iguales o superiores a 0,90 se interpretan como indicadores de un ajuste aceptable⁴⁶. También se obtuvo la Raíz Cuadrada Media Residual (RMR, *Root Mean Square Residual*), del cual un valor pequeño se interpreta como un buen modelo⁴⁷.

Una vez establecida la estructura factorial, para conocer la fiabilidad de la escala se empleó el coeficiente alfa (α) de Cronbach⁴⁸ y el coeficiente Omega (ω) de⁴⁹. El coeficiente Omega es un estimador de confiabilidad relativamente nuevo utilizado en los modelos factoriales⁵⁰, manejado por su mayor sensibilidad en comparación con otros estimadores⁵¹, así como su solidez al muestrear poblaciones heterogéneas y el riesgo reducido de sobreestimar la confiabilidad⁵². Este coeficiente no requiere ausencia de errores correlacionados, que son limitaciones del alfa de Cronbach^{50,53}. En el presente estudio se consideraron los valores de fiabilidad aceptables por encima de 0,70⁵⁴.

Los análisis estadísticos se realizaron con tres programas computacionales: el software Factor vers. 10.8.02⁴²; el paquete estadístico AMOS vers. 24.0.0, SPSS⁵⁵ incorporado el *plugin-AMOS “Model Fit Measures”*⁵⁶, basados en los criterios de ajuste del modelo⁴⁶; y el software JASP 0.9.2⁵⁷.

Resultados

Traducción y adaptación lingüística y cultural

Los 35 ítems del cuestionario no presentaron ninguna dificultad y fueron traducidos de manera literal, así mismo, no se realizaron modificaciones menores utilizando expresiones que alteraran el sentido del ítem. El estudio piloto realizado con una muestra de la población diana ($n=35$) confirmó la adecuada factibilidad del cuestionario. Con relación a la comprensión de los ítems, el 95% de los estudiantes universitarios confirmó que el instrumento era sencillo y fácil de entender; el tiempo medio de cumplimentación fue inferior a los 10 minutos.

Datos descriptivos

Las dos submuestras del procedimiento de validación cruzada no presentaron diferencias significativas en función del género, pero sí de la edad. Las pruebas de normalidad multivariante de Mardia indican la ausencia de normalidad en las variables observadas para ambas submuestras (Tabla 1).

Tabla 1. Estadísticos descriptivos y contraste de normalidad multivariante

	$n_1 = 586$		$n_2 = 586$		χ^2	gl	p
	n	%	n	%			
					0,088	1	0,767
Femenino	341	58.20	346	59			
Masculino	245	41.80	240	41			
	\bar{X}	SD	\bar{X}	SD	t	gl	p
Edad	21.07	2.49	21.52	2.47	-3.073	1170	0,002
Coeficiente de <i>Mardia</i>					χ^2	gl	p
A_m	143.718				14112.299	7770	0,0001
K_m	1526.886				3041.494	1	.0000
A_m			155.617		15281.453	4960	.0000
K_m			1075.856		1024.181	1	.0000

Negrita: diferencia significativa (nivel .05)

Validez de estructura interna

Con la primera submuestra ($n_1 = 586$) se llevó a cabo la extracción de factores con el método PA de rotación promin y para la conformación de los factores se consideraron los criterios de: 1) valor propio superior a uno, 2) carga factorial mayor a 0,30, 3) congruencia teórica entre los reactivos de un factor, y 4) más de tres reactivos agrupados en un factor. Los datos de la matriz de correlaciones resultaron adecuados para este tipo de análisis [prueba de esfericidad de Bartlett (595) =9253,0; $p < 0,0005$; Índice Kaiser-Meyer-Olkin=0,941]. Se extrajeron seis factores, de acuerdo con la regla de autovalores mayores a uno. Esta solución explicó el 59,02% de la varianza. Al analizar los factores obtenidos se encontró que los reactivos agrupados en los seis factores mostraron congruencia conceptual, excepto los ítems: 3, 24, 25, 28 y 30 que saturaron con cargas bajas en más de un factor, y no a lo esperado teóricamente, debido a este motivo fueron depurados; esta decisión fue apoyada por la estructura obtenida en el *Scree test*, ya que también indicó la congruencia de los seis factores. En la Tabla 2 se recogen las saturaciones de la matriz de configuración rotada: el primer factor estaría formado por ocho ítems relacionados a la preocupación por los errores; el segundo agruparía seis ítems relacionados a la organización; el tercero estaría formado por tres ítems relacionados a las críticas paternas; el cuarto estaría agrupado por tres ítems, relacionados a las dudas sobre las acciones; el quinto estaría agrupado por cinco ítems relacionados a las exigencias personales; y el sexto factor estaría formado por cinco ítems relacionados a las expectativas paternas.

Tabla 2. AFE con análisis paralelo y rotación promin: cargas factoriales (matriz de configuración) y correlaciones factoriales

	F1	F2	F3	F4	F5	F6
Ítem 9	0.626	0.023	0.089	0.231	0.245	0.034
Ítem 10	0.447	0.056	0.142	0.013	-0.143	0.139
Ítem 21	0.695	-0.231	0.051	0.204	0.012	-0.078
Ítem 23	0.856	0.023	0.067	0.140	-0.067	0.289
Ítem 34	0.715	0.215	0.030	0.014	0.010	0.002
Ítem 25	0.234	0.081	-0.384	-0.338	0.306	-0.126
Ítem 13	0.372	0.067	0.339	0.129	-0.123	0.005
Ítem 14	0.437	0.123	0.254	0.178	0.141	-0.016
Ítem 18	0.512	0.213	0.009	0.009	-0.056	0.013
Ítem 2	0.124	0.738	-0.023	0.043	0.008	-0.089
Ítem 7	0.003	0.723	0.127	0.278	0.145	0.289
Ítem 8	0.189	0.886	-0.075	0.013	-0.245	0.057
Ítem 27	0.145	0.658	-0.167	0.109	-0.126	0.140
Ítem 29	0.257	0.477	0.067	-0.362	-0.045	0.034
Ítem 31	-0.013	0.889	0.256	-0.056	0.067	0.067
Ítem 5	0.089	0.035	0.372	0.191	-0.056	-0.056
Ítem 22	0.142	0.089	0.630	0.134	0.198	0.045
Ítem 3	0.028	-0.198	0.498	-0.256	0.207	0.360
Ítem 35	0.023	-0.398	0.679	-0.007	0.067	0.078
Ítem 17	-0.059	0.089	0.005	0.403	0.087	0.141
Ítem 32	0.120	-0.012	0.249	0.488	0.033	0.120
Ítem 28	0.007	-0.045	0.004	0.421	0.324	0.419
Ítem 33	0.029	0.009	0.034	0.649	-0.035	0.067
Ítem 4	-0.145	0.129	0.289	-0.073	0.520	-0.302
Ítem 6	-0.009	0.143	0.067	0.067	0.721	0.007
Ítem 12	0.016	-0.078	0.008	0.060	0.677	-0.278
Ítem 24	0.367	0.456	0.056	0.091	0.523	0.034
Ítem 19	0.295	0.134	-0.178	0.067	0.559	-0.167
Ítem 30	0.391	-0.408	-0.009	0.446	0.521	0.078
Ítem 16	-0.414	0.027	0.021	-0.167	0.542	0.067
Ítem 20	-0.256	0.156	0.145	0.159	0.289	0.427
Ítem 1	-0.022	-0.067	-0.189	-0.073	0.067	0.365
Ítem 26	0.056	0.207	-0.056	0.278	0.009	0.519
Ítem 15	-0.125	0.146	0.089	0.210	-0.189	0.313
Ítem 11	0.001	0.218	0.238	0.143	0.089	0.487

Varianza del factor rotado:

Factor	F1	F2	F3	F4	F5	F6
	5.67	3.90	1.19	1.56	3.33	1.25

Correlaciones factoriales:

Factor	F1	F2	F3	F4	F5	F6
F1	1					
F2	-0.19	1				
F3	0.30	-0.06	1			
F4	0.61	-0.53	0.19	1		
F5	0.59	-0.52	0.33	0.67	1	
F6	0.42	-0.15	0.21	0.44	0.54	1

Nota. En negrita: cargas factoriales >0.30 en valor absoluto. Sombreado: factor agrupado teóricamente.

Con la segunda submuestra ($n_2 = 586$) este modelo de seis factores fue sometido a un análisis factorial confirmatorio con el método de estimación de mínimos cuadrados no ponderados (ULS). Se permitió que las covarianzas entre las unidades de varios ítems se estimaran libremente, atendiendo a la similar formulación semántica de los ítems y los índices de modificación. En la Tabla 3 se muestran los parámetros estandarizados del modelo final, cuyo ajuste fue bueno^{46,58} [$\chi^2 (390) = 3856.954$; GFI = .93; AGFI = .91; NFI = .90; RMR = .11] y la matriz de covarianzas en anexos. Todas las cargas factoriales y las correlaciones factoriales resultaron estadísticamente significativas ($p < 0.001$).

Tabla 3. AFC: Pesos de regresión estandarizados del modelo evaluado.

F1: Preocupación por los errores.	
Ítem 9	0.533
Ítem 10	0.506
Ítem 21	0.693
Ítem 23	0.629
Ítem 34	0.609
Ítem 13	0.609
Ítem 14	0.630
Ítem 18	0.543
F2: Organización.	
Ítem 2	0.750
Ítem 7	0.749
Ítem 8	0.780
Ítem 27	0.761
Ítem 29	0.717
Ítem 31	0.771
F3: Críticas paternas.	
Ítem 5	0.489
Ítem 22	0.710
Ítem 35	0.636
F4: Dudas sobre las acciones.	
Ítem 17	0.558
Ítem 32	0.557
Ítem 33	0.635
F5: Exigencias personales.	
Ítem 4	0.456
Ítem 6	0.545
Ítem 12	0.711
Ítem 19	0.658
Ítem 16	0.400
F6: Expectativas paternas.	
Ítem 20	0.624
Ítem 1	0.347
Ítem 26	0.555
Ítem 15	0.684
Ítem 11	0.613

Fiabilidad:

La consistencia interna de las puntuaciones fue variante, para los coeficientes alfa de Cronbach y Omega de McDonald: para el factor 1 (ocho ítems) $\alpha=0.81$, $\omega=0.82$; factor 2 (seis ítems) $\alpha=0.89$, $\omega=0.89$; factor 3 (tres ítems) $\alpha=0.63$, $\omega=0.65$; factor 4 (tres ítems) $\alpha=0.60$, $\omega=0.61$; factor 5 (cinco ítems) $\alpha=0.68$, $\omega=0.71$; el factor 6 (cinco ítems) $\alpha=0.70$, $\omega=0.72$; respectivamente. El total de la escala posee tanto un

alfa de Cronbach, como un coeficiente omega de McDonald del mismo valor, i.e., 0.87.

Discusión

Tras un proceso de traducción y validación se ha obtenido una versión ecuatoriana del EMP, cuestionario de medida del perfeccionismo (Anexo 1).

Multidimensional Perfectionism Scale MPS (versión ecuatoriana)

Por favor, ponga una X en el casillero con el número que mejor corresponda a su grado de acuerdo en cada ítem. Utilice la clasificación siguiente:

En total desacuerdo	Completamente de acuerdo	1	2	3	4	5
1. Mis padres me pusieron metas muy altas						
2. Para mí, es muy importante que todo esté organizado						
3. De niño me castigaban por no hacer las cosas perfectas						
4. Si no me pongo las metas más altas, seguramente acabaré siendo un segundón						
5. Mis padres nunca intentaron entender mis errores						
6. Para mí es importante ser muy competente en todo lo que hago						
7. Soy una persona cuidadosa						
8. Intento ser organizado						
9. Si fracaso en el trabajo/estudios, soy un fracasado						
10. Debería sentirme mal si cometo un error						
11. Mis padres querían que fuera el mejor en todo						
12. Me pongo metas más altas a mí mismo que la mayoría de la gente						
13. Si alguien hace una tarea en el colegio/trabajo mejor que yo, siento como si hubiera fracasado totalmente en esa tarea						
14. Fracasar en parte es tan malo como fracasar en todo						
15. En mi familia sólo se acepta un rendimiento sobresaliente						
16. Se me da muy bien concentrar mis esfuerzos en alcanzar una meta						
17. Incluso cuando hago algo con mucho cuidado, a menudo me parece que no está bien del todo						
18. Odio no llegar a ser el mejor en todo lo que hago						
19. Tengo metas extremadamente altas						
20. Mis padres esperaban de mí la excelencia, lo mejor						
21. Seguramente la gente me apreciará menos si cometo un error						
22. Nunca me he sentido capaz de lograr lo que mis padres esperaban de mí						
23. Si no hago las cosas tan bien como los demás, significa que soy un ser humano inferior						
24. Los demás parecen conformarse con metas más bajas que las mías						
25. Si no hago las cosas siempre bien, la gente no me respetará						
26. Mis padres siempre han tenido expectativas más altas sobre mi futuro que yo mismo						
27. Intento ser una persona cuidadosa						
28. Normalmente tengo dudas sobre las pequeñas cosas que hago cada día						
29. La pulcritud es muy importante para mí						
30. Espero rendir mejor en mis tareas diarias que la mayoría de la gente						
31. Soy una persona organizada						
32. Tiendo a retrasarme en mi trabajo porque repito las cosas una y otra vez						
33. Me cuesta mucho tiempo hacer algo "bien"						
34. Cuantos menos errores cometa, más gustaré a los demás						
35. Nunca me he sentido capaz de llegar a alcanzar el nivel de mis padres						

El nuevo instrumento es similar al concebido por los autores, por lo que la versión ecuatoriana presenta levemente diferencias semánticas con el documento en inglés. Durante la traducción no se detectaron dificultades significativas de comprensión, ni diferencias importantes entre los términos elegidos. Efectuar una adecuada traducción es esencial: uno de los sesgos que suele encontrarse en los cuestionarios adaptados es que no se lleva a cabo una equivalencia conceptual entre las diferentes culturas⁴¹; y, en esta línea, cuanto mayor diferencia haya con la escala original mayor posibilidad de evaluar concepciones distintas⁵⁸. Sin olvidar que una excelente equivalencia facilita el intercambio de información entre la comunidad científica^{35,41}. Considerando lo anterior, se trata de un instrumento de fácil y rápida aplicación. En tanto al estudio piloto realizado con una muestra de la población diana confirmó la adecuada factibilidad de la escala, considerando que los ítems eran comprensibles y adecuados para su uso por profesionales ecuatorianos. En relación con esto hay que señalar la importancia de que el cuestionario utilice un lenguaje sencillo para así evitar sesgos^{37,41}.

En lo que concierne a la estructura factorial, cabe señalar que los seis factores aquí derivados agruparon únicamente 30 de los 35 ítems de la MPS. Este resultado es análogo a estudios previos^{9,22,23,25-27,59,60} donde se refleja que varios ítems agrupan en distintos factores y no como se establece en el modelo original. Las discrepancias entre las numerosas soluciones factoriales halladas, se deben al tratamiento que reciben los ítems problemáticos, bien por tener saturaciones superiores en más de un factor o bien por saturar de forma predominante en un factor que no se corresponde a las dimensiones propuestas originalmente. Este hecho apoya la propuesta de trabajar con una versión más breve de la escala²⁴.

En relación con esto, la implicación de trabajar con versiones diferentes resulta inverosímil realizar comparaciones directas entre las puntuaciones obtenidas tanto en el presente estudio, como en versiones distintas, a ello se suma, la importancia de que la mayor parte de estudios de validación están conformados por estudiantes universitarios, lo cual afecta no sólo a las respuestas de los ítems, sino a la misma estructura factorial de la escala.

Por otro lado, el uso de las seis subescalas es totalmente justificable desde la perspectiva psicométrica, así como desde el punto de vista teórico, debido a que se detalla la totalidad del constructo⁶¹ tal y como se relata en el presente estudio.

Los resultados ponen de manifiesto, asimismo, que la versión ecuatoriana tiene adecuadas características psicométricas: la consistencia interna global es adecuada. La MPS mostró adecuada consistencia interna (0,87) y es similar a la obtenida en otros estudios, cuyos valores se encuentra entre los umbrales de 0,85 y 0,90^{22,1,25,9}. En el caso de los factores derivados, se encontró que los factores tres, cuatro y cinco obtuvieron coeficientes menores a 0,70 sugerido por⁴⁸. Este resultado puede explicarse considerando que dichos factores agruparon pocos ítems en cada uno de ellos; al respecto se ha señalado que el valor de este coeficiente es sensible al

número de ítems⁶², por tanto, debe interpretarse basándose en ello y no de manera absoluta.

En cuanto a las limitaciones, habría que mencionar la posible existencia de los sesgos derivados de la población de estudio, ya que al ser una muestra universitaria no permite conocer la dimensionalidad del constructo clínicamente. Otra limitación es que no se pudo evaluar la validez convergente de la escala, ya que no se dispone de otros instrumentos validados en Ecuador para realizar una medición alternativa.

En conclusión, tras un proceso de traducción y validación de la EMP se ha obtenido un cuestionario versión ecuatoriana cuyas puntuaciones pueden considerarse válidas y fiables. Puede también afirmarse que esta versión es similar al instrumento original desde el punto de vista semántico. Esto hace pensar que se trata de una herramienta pertinente para evaluar los niveles de perfeccionismo, característica comúnmente asociada a varias patologías mentales. Conociendo este dato se pueden diseñar de manera más acertada los contenidos de las actividades de formación y planificar de mejor manera las intervenciones.

Referencias

1. Frost, R. O., Marten, P., Lahart, C. & Rosenblate, R. (1990). The dimensions of perfectionism. *Cognitive Therapy and Research*, 14(5), 449-468. <http://dx.doi.org/10.1007/BF01172967>
2. Purdon, C., Antony, M. M., & Swinson, R. P. (1999). Psychometric properties of the Frost Multidimensional Perfectionism Scale in a clinical anxiety disorders sample. *Journal of Clinical Psychology*, 55(10), 1271-1286. [https://doi.org/10.1002/\(SICI\)1097-4679\(199910\)55:10<1271::AID-JCLP8>3.0.CO;2-A](https://doi.org/10.1002/(SICI)1097-4679(199910)55:10<1271::AID-JCLP8>3.0.CO;2-A)
3. Flett, G. L. & Hewitt, P. L. (2002). Perfectionism and maladjustment: an overview of theoretical, definitional, and treatment issues. En G. L. Flett & P. L. Hewitt (Eds.), *Perfectionism. Theory, research and treatment* (pp. 5-31). Washington, DC: American Psychological Association. <http://dx.doi.org/10.1037/10458-001>
4. Flett, G. L., Hewitt, P. L., & Dyck, D. G. (1989). Self-oriented perfectionism, neuroticism and anxiety. *Personality and Individual Differences*, 10(7), 731-735.
5. Cox, B. J., Enns, M. W., & Clara, I. P. (2002). The multidimensional structure of perfectionism in clinically distressed and college student samples. *Psychological assessment*, 14(3), 365.
6. Klibert, J. J., Langhinrichsen-Rohling, J., & Saito, M. (2005). Adaptive and maladaptive aspects of self-oriented versus socially prescribed perfectionism. *Journal of College Student Development*, 46(2), 141-156.
7. Antony, M. M., & Swinson, R. P. (2009). *When perfect isn't good enough: Strategies for coping with perfectionism*. New Harbinger Publications.
8. Norman, R. M., Davies, F., Nicholson, I. R., Cortese, L., & Malla, A. K. (1998). The relationship of two aspects of perfectionism with symptoms in a psychiatric outpatient population. *Journal of Social and Clinical Psychology*, 17(1), 50-68.
9. Franco Paredes, K., Mancilla-Díaz, J. M., Álvarez Rayón, G., Vázquez Arévalo, R., & López Aguilar, X. (2010). Estructura factorial y consistencia interna de la Escala Multidimensional de Perfec-

- cionismo. *Revista Mexicana de Psicología*, 27(2).
10. Shafran, R., Cooper, Z., & Fairburn, C. G. (2002). Clinical perfectionism: A cognitive-behavioural analysis. *Behaviour research and therapy*, 40(7),773-791.
 11. Antony, M. M., Purdon, C. L., Huta, V., & Swinson, R. P. (1998). Dimensions of perfectionism across the anxiety disorders1. *Behaviour Research and Therapy*, 36(12),1143-1154
 12. American Psychiatric Association. (2013). *Diagnostic and statistical manual of mental disorders (DSM-5®)*. American Psychiatric Pub.
 13. Fedewa, B. A., Burns, L. R., & Gomez, A. A. (2005). Positive and negative perfectionism and the shame/guilt distinction: Adaptive and maladaptive characteristics. *Personality and individual differences*, 38(7),1609-1619.
 14. Frost, R. O., Heimberg, R. G., Holt, C. S., Mattia, J. I., & Neubauer, A. L. (1993). A comparison of two measures of perfectionism. *Personality and individual differences*, 14(1),119-126. [https://doi.org/10.1016/0191-8869\(93\)90181-2](https://doi.org/10.1016/0191-8869(93)90181-2)
 15. Hamachek, D. E. (1978). Psychodynamics of normal and neurotic perfectionism. *Psychology: A Journal of Human Behavior*.
 16. Slade, P. D. (1996). Modelo explicativo causal para la anorexia y bulimia nerviosa. En, J. Buendía (dir.), *Psicopatología en niños y adolescentes*. (pp. 400-410). Madrid: Pirámide
 17. Burns, D. D. (1980). The perfectionist's script for self-defeat. *Psychology Today*, 34-51.
 18. Garner, D. M., Olmstead, M. P. & Polivy, J. (1983). Development and validation of a multidimensional eating disorder inventory for anorexia nervosa and bulimia. *International Journal of Eating Disorders*, 2, 15-34.
 19. Espelage, D. L., Mazzeo, S. E., Aggen, S. H., Quittner, A. L., Sherman, R. & Thompson, R. (2003). Examining the construct validity of the Eating Disorders Inventory. *Psychological Assessment*, 15(1),71-80
 20. Mancilla, J. M., Franco, K., Alvarez, G. & Vázquez, R. (2003). Evaluation of the psychometric properties of the Mexican version of the Eating Disorders Inventory. *Revista Thomson Psicología*, 1,167-176.
 21. Unikel, C., Bojorquez, I., Carreño, S. & Caballero, A. (2006). Validación del Eating Disorder Inventory en una muestra de mujeres mexicanas con trastorno de la conducta alimentaria. *Salud Mental*, 29, 44-51.
 22. Cheng, S. K., Chong, G. H. & Wong, C. W. (1999). Chinese Frost Multidimensional Perfectionism Scale: A validation and prediction of self-esteem and psychological distress. *Journal of Clinical Psychology*, 55,1051-1061.
 23. Harvey, B., Pallant, J., & Harvey, D. (2004). An evaluation of the factor structure of the Frost Multidimensional Perfectionism Scale. *Educational and psychological measurement*, 64(6),1007-1018. <https://doi.org/10.1177/0013164404264842>.
 24. Khawaja, N. G., & Armstrong, K. A. (2005). Factor structure and psychometric properties of the Frost Multidimensional Perfectionism Scale: Developing shorter versions using an Australian sample. *Australian Journal of Psychology*, 57(2),129-138. <https://doi.org/10.1080/10519990500048611>
 25. Parker, W. D. & Adkins, K. K. (1995). A psychometric examination of the Multidimensional Perfectionism Scale. *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment*, 17,323-334.
 26. Rhéaume, J., Freeston, M. H., Dugas, M. J., Letarte, H. & Ladouceur, R. (1995). Perfectionism, responsibility, and obsessive-compulsive symptoms. *Behaviour Research and Therapy*, 33,785-795.
 27. Carrasco, Á., Belloch Fuster, A., & Perpiñá, C. (2010). La evaluación del perfeccionismo: utilidad de la Escala Multidimensional de Perfeccionismo en población española. Recuperado de: <https://dialnet.unirioja.es/servlet/articulo?codigo=3195981>
 28. Hernández Sampieri, R., Fernández Collado, C., & Baptista Lucio, P. (2015). *Metodología de la investigación*. Edición Sexta. México: McGraw-Hill.
 29. Streiner, D. & Norman, G. (2008). *Health measurement scales. A practical guide to their development and use*. 4ª ed. Barcelona: Oxford University Press.
 30. Muñoz, J., Elosua, P. & Hambleton, Rk. (2013). Directrices para la traducción y adaptación de los tests: segunda edición. *Psicothema* 2013; 25:151-157. DOI: 10.7334/psicothema2013.24.
 31. Beaton, D. E., Bombardier, C., Guillemin, F., & Ferraz, M. B. (2000). Guidelines for the process of cross-cultural adaptation of self-report measures. *Spine*, 25(24), 3186-3191
 32. Bullinger, M., Alonso, J., Apolone, G., Leplège, A., Sullivan, M., Wood-Dauphinee, S., ... & Fukuhara, S. (1998). Translating health status questionnaires and evaluating their quality: the IQOLA project approach. *Journal of clinical epidemiology*, 51(11), 913-923
 33. Hambleton, R. K., & Bollwark, J. (1991). *Adapting Tests for Use in Different Cultures: Technical Issues and Methods*.
 34. Hambleton, R. K., & Kanjee, A. (1995). Increasing the validity of cross-cultural assessments: Use of improved methods for test adaptations. *European Journal of Psychological Assessment*, 11(3),147-157.
 35. Harkness, J., & Schoua-Glusberg, A. (1998). Questionnaires in translation. Harkness JA, ed. *Cross-cultural survey equivalence*. ZUMA-Nachrichten Spezial, Mannheim: ZUMA: 87-126.
 36. García, M., Rodríguez, F. & Carmona, L. (2009). Validación de cuestionarios. *Reumatol Clin* 2009; 5:171-177.
 37. Argimon, J. & Jiménez, J. (2013). *Métodos de investigación clínica y epidemiológica*. 4ª ed. Barcelona: Elsevier
 38. American Psychiatric Association. (2008). *APA (2002). Manual diagnóstico e estadístico de trastornos mentales. DSM-IV-TR*.
 39. Behnke, S. (2006). APA's Ethical Principles of Psychologists and Code of Conduct: An ethics code for all psychologists. *Monitor on Psychology*, 37(8), 66. <http://dx.doi.org/10.1037/e532252006-041>
 40. Ramada-Rodilla, J., Serra-Pujadas, C. & Delclós-Clanchet, G. (2013). Adaptación cultural y validación de cuestionarios de salud: revisión y recomendaciones metodológicas. *Salud Pública Méx* 2013; 55: 57-66.
 41. Carvajal, A., Centeno, C., Watson, R., Martínez, M. & Sanz, A. (2011). ¿Cómo validar un instrumento de medida de la salud? *An Sist Sanit NavaR.*; 34: 63-72.
 42. Ferrando, P. J., & Lorenzo-Seva, U. (2017). Program FACTOR at 10: origins, development and future directions. *Psicothema*, 29(2), 236-240.
 43. Timmerman, M. E., & Lorenzo-Seva, U. (2011). Dimensionality assessment of ordered polytomous items with parallel analysis. *Psychological methods*, 16(2), 209.
 44. Lorenzo-Seva, U. (1999). Promin: A method for oblique factor rota-

tion. *Multivariate Behavioral Research*, 34(3),347-365.

45. Ruiz, M. (2000). *Introducción a los modelos de ecuaciones estructurales*. Madrid: UNED Ediciones.
46. Hu, L. T., & Bentler, P. M. (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>
47. Tabachnick, B. G., & Fidell, L. S. (2007). *Using multivariate statistics*. Allyn & Bacon/Pearson Education.
48. Nunnally, J. C. (1975). *The study of change in evaluation research: principles concerning measurement, experimental design and analysis*, pp. 101-138 in E. L. Streuning and M. Guttentag (eds.) *Handbook of Evaluation Research*. Beverly Hills, CA: Sage (1967) *Psychometric Theory*. New York: McGraw-Hill. <https://doi.org/10.2307/11756119>
49. McDonald, R. P. (1999). *Test theory: A unified approach*.
50. Ventura-León, J. L. (2018). Intervalos de confianza para coeficiente Omega: Propuesta para el cálculo. *adicciones*, 30(1),77-78.
51. Zinbarg, R. E., Revelle, W., Yovel, I., & Li, W. (2005). Cronbach's α , Revelle's β , and McDonald's ω H: Their relations with each other and two alternative conceptualizations of reliability. *psychometrika*, 70(1),123-133.
52. Waller, N. G. (2008). Commingled samples: A neglected source of bias in reliability analysis. *Applied Psychological Measurement*, 32(3), 211-223.
53. Dunn, T. J., Baguley, T., & Brunsden, V. (2014). From alpha to omega: A practical solution to the pervasive problem of internal consistency estimation. *British Journal of Psychology*, 105(3),399-412.
54. Nunnally, J. C., & Bernstein, I. H. (1994). *Psychometric Theory (McGraw-Hill Series in Psychology)* (Vol. 3). New York: McGraw-Hill.
55. IBM Corp. (2016). Released. IBM SPSS Statistics for Windows, Version 24.0. Armonk, NY: IBM Corp.
56. Gaskin, J., & Lim, J. (2016). Model Fit Measures. Gaskination's StatWiki.
57. Love, J., Selker, R., Verhagen, J., Marsman, M., Gronau, Q. F., Jamil, T., ... & Matzke, D. (2015). Software to sharpen your stats. *APS Observer*, 28(3),27-29.
58. Sánchez, R., & Echeverry, J. (2004). Validación de escalas de medición en salud. *Revista de Salud pública*, 6, 302-318.
59. Hawkins, C. C., Watt, H. M., & Sinclair, K. E. (2006). Psychometric properties of the Frost Multidimensional Perfectionism Scale with Australian adolescent girls: Clarification of multidimensionality and perfectionist typology. *Educational and psychological measurement*, 66(6),1001-1022. <https://doi.org/10.1177/0013164405285909>
60. Stöber, J. (1998). The Frost Multidimensional Perfectionism Scale revisited: More perfect with four (instead of six) dimensions. *Personality and Individual Differences*, 24(4),481-491. [https://doi.org/10.1016/S0191-8869\(97\)00232-8](https://doi.org/10.1016/S0191-8869(97)00232-8)
61. Stumpf, H., & Parker, W. D. (2000). A hierarchical structural analysis of perfectionism and its relation to other personality characteristics. *Personality and individual differences*, 28(5),837-852. [https://doi.org/10.1016/S0191-8869\(99\)00141-5](https://doi.org/10.1016/S0191-8869(99)00141-5)
62. Kaplan, M. R. & Saccuzzo, P. D. (2006). *Pruebas psicológicas: Principios, aplicaciones y temas*. México: Thomson.