

Análisis estructural del Inventario de Depresión Estado–Rasgo en pacientes con diagnóstico de depresión de Lima

Structural analysis of the State-Trait Depression Inventory in patients with diagnosis of depression from Lima

Mg. Sergio Alexis Dominguez-Lara

Psicólogo. Magíster en Psicología Clínica y de la Salud. Instituto de Investigación de Psicología, Universidad de San Martín de Porres, Lima, Perú

RESUMEN

Introducción: El Inventario de Depresión Estado-Rasgo es un instrumento de reciente aplicación para la valoración del componente afectivo de la depresión, pero no posee estudios instrumentales en muestras clínicas.

Método: Se evaluó una muestra clínica de 103 pacientes con diagnóstico de depresión (51,5% hombres) con edades comprendidas entre 18 y 59 años ($M = 31.72$). Mediante el modelamiento de ecuaciones estructurales, se evaluó el modelo de dos factores oblicuos, eutimia y distimia, predominante en la literatura, en cada sección del inventario, Estado y Rasgo.

Resultados: La estructura de dos factores fue confirmada, resultados similares a los obtenidos en otros estudios. Del mismo modo, fue evaluada la confiabilidad de las puntuaciones y del constructo, obteniendo indicadores apropiados.

Conclusión: Fueron confirmadas las adecuadas propiedades psicométricas con la muestra del estudio. Se discuten las implicaciones prácticas y las limitaciones del estudio.

Palabras clave: depresión, eutimia, distimia, análisis factorial confirmatorio, validez, confiabilidad.

ABSTRACT

Introduction: The State-Trait Depression Inventory is a newly implemented tool for assessing the affective component of depression, but has no instrumental studies in clinical samples.

Method: Was evaluated a clinical sample of 103 patients with depression diagnosis (51.5% male) aged between 18 and 59 years ($M = 31.72$). Using structural equation modeling, was evaluated the model of two oblique factors, euthymia and dysthymia, predominant in literature, in each section of State-Trait Depression Inventory, State and Trait.

Results: The two-factor structure was confirmed, similar to the results obtained in other studies. Similarly, was evaluated the reliability of scores and construct reliability, obtaining appropriate indicators.

Conclusion: Were confirmed adequate psychometric properties with the study sample. The practical implications and limitations of the study are discussed.

Keywords: depression, euthymia, dysthymia, confirmatory factorial analysis, validity, reliability

INTRODUCCIÓN

Los trastornos depresivos se constituyen como un problema de salud pública a nivel mundial¹ y para el año 2020 serán la segunda causa de incapacidad en el mundo.² En el marco de acciones preventivas o de intervención en salud mental, la instrumentación para obtener una medida estandarizada de los componentes afectivos de la depresión debe contar con evidencias de validez y confiabilidad que respalden las inferencias sobre la detección temprana de algunos síntomas de depresión, vinculadas con la afectividad del individuo.

Una de estas medidas existentes es el Inventario de Depresión Estado- Rasgo (IDER).³ Este instrumento fue creado en el marco de un planteamiento dimensional de la depresión y desde sus inicios los investigadores han mostrado interés en sus propiedades psicométricas debido a que presenta ventajas comparativas con otros instrumentos de evaluación con respecto a su eficiente balance costo-beneficio y la homogeneidad del constructo medido.⁴ Otra de las características más representativas del IDER es que permite diferenciar entre la experiencia actual de la persona (Estado) y su forma habitual de comportarse (Rasgo) en lo que respecta al componente afectivo de la depresión,³ permitiendo así la predicción de la vulnerabilidad para desarrollar episodios depresivos cuando las medidas del Rasgo es elevada.^{5,6}

Además de la versión inicial del IDER3, en diversos estudios fueron analizadas sus propiedades psicométricas en varios contextos hispano-hablantes como en España,⁵ Colombia,^{7,8} Chile⁹ y Perú.^{4,10} Todos estos estudios anteriores convergen en que cada sección del instrumento (Estado y Rasgo) presenta dos variables latentes empíricamente diferenciadas: eutimia, que hace referencia al afecto positivo, y distimia, referida al afecto negativo.³

Hasta la fecha, los estudios se realizaron en población no clínica (adolescentes, universitarios y población general), pero no se han encontrado en pacientes diagnosticados con trastornos por depresión, por lo cual es necesario obtener evidencias de validez en ese grupo. Es así que se propone el estudio dado el creciente uso del IDER en el ámbito latinoamericano y la necesidad de contar con instrumentos validados para la evaluación en salud mental que cuenten con una base conceptual sólida^{5,6,11} para su uso profesional. Además de ello, fueron implementadas algunas cuestiones metodológicas omitidas en los estudios previos.

Este trabajo es importante porque brindará una aproximación desde los modelos de ecuaciones estructurales (SEM) al estudio del IDER en población clínica peruana, complementaria a la presentada previamente^{4,10} desde un enfoque exploratorio. Por otro lado, los estudios desarrollados con anterioridad,^{7,9} no analizaron con mayor profundidad las evidencias internas, validez convergente y discriminante de los ítems, y de cada factor evaluado, en el marco de relaciones inter-factoriales.

Uno de sus presupuestos básicos del análisis factorial confirmatorio es que la influencia de cada factor se ejerce solo sobre un ítem (λ_c ; carga factorial o coeficiente de configuración), y se restringe a cero la relación de este ítem con otros factores que no evalúa directamente. No obstante, esta situación no limita explorar la relación de un ítem con los factores al interior de un instrumento cuando se analiza un modelo oblicuo, es decir, que cuando asume la existencia de correlaciones inter-factoriales. Asimismo, y si estas son de magnitud moderada o alta, se debe verificar también si los ítems mantienen relaciones sustanciales con esos otros factores mediante la evaluación de las cargas estructurales (λ_e),^{12,13} porque ello ayudaría a diagnosticar la complejidad factorial de los ítems que sugeriría la existencia de un factor general.

Finalmente, el reporte de la confiabilidad en los estudios precedentes se limitó al coeficiente α ,¹⁴ lo cual sería adecuado salvo que para poder usarse deben satisfacerse criterios muy estrictos¹⁵ que no son fáciles de conseguir en la práctica (tau-equivalencia, y ausencia de errores correlacionados).¹⁶ No obstante, dentro del marco SEM existen medidas que no requieren cumplir estos supuestos y brindan estimaciones más precisas, como el coeficiente ω ¹⁷ y el coeficiente H ¹⁸, usado para evaluar la confiabilidad del constructo ya que constituye una mejor alternativa para evaluar la consistencia interna en caso de incumplimiento del principio de tau equivalencia.¹⁶

De este modo, el objetivo del estudio fue evaluar la validez y confiabilidad del IDER para ser usado en población clínica de Lima Metropolitana.

MATERIAL Y MÉTODOS

Diseño

Se trata de un estudio de desarrollo tecnológico, destinado a la validación de un instrumento de evaluación.

Participantes

La muestra no probabilística estuvo conformada por 103 pacientes (51.5% varones) de un Hospital Nacional de Lima Metropolitana, de edades entre 18 y 59 años ($M = 31.72$; $DE = 10.526$), la mayoría de ellos solteros (56.3 %) y nacidos en Lima (65.0 %). Existieron diferencias en cuanto a edad según el género a favor de las mujeres ($t_{101} = -2.498$; $p < 0.05$). Todos los sujetos que respondieron al IDER fueron incluidos en la muestra. La muestra fue balanceada según sexo, y de acuerdo al consentimiento verbal brindado por los pacientes para ser evaluados con fines de investigación, en el cual se les indicó el carácter confidencial de los datos y que podían elegir no ser evaluados con ese instrumento. Los diagnósticos se realizaron siguiendo los criterios de la CIE-10.

Instrumento

Se utilizó el Inventario de Depresión Estado – Rasgo (IDER)³ en su versión peruana.⁴ Consta de dos secciones de diez ítems en formato tipo Likert con cuatro opciones de respuesta: Nada (1), Algo (2), Bastante (3) y Mucho (4) para Estado; y Casi nunca (1), Algunas veces (2), A menudo (3) y Casi siempre (4) para Rasgo. Dentro de cada sección de 10 ítems se evalúan la distimia y eutimia, con cinco ítems cada una (Anexo).

Procedimiento

El IDER se administró como parte de la evaluación psicológica llevada a cabo por el especialista dentro de la institución. Los instrumentos fueron aplicados por espacio de un año. Los profesionales responsables de las evaluaciones explicaron la condición de participación voluntaria a los pacientes, y solo participaron quienes aceptaron. Ningún paciente recibió compensación económica por su participación. Para los análisis que se describen a continuación, no se invirtieron las respuestas de los ítems de la sección de eutimia, tanto en la sección Estado como Rasgo.

Respecto al análisis, se aplicó un análisis factorial confirmatorio (AFC) con el programa EQS 6.2 bajo el método de máxima verosimilitud (MV), tomando como base la matriz de correlaciones policóricas¹⁹, atendiendo a: la naturaleza ordinal de los ítems^{20, 21}, el efecto del número de opciones (< 5) del IDER²², y la esperada falta de normalidad estadística de sus ítems²³ dado que se evalúa un atributo disfuncional.

La evaluación descriptiva de los modelos se realizó mediante la prueba general χ^2 con la corrección Satorra-Bentler por el efecto la falta de normalidad de las variables ($SB-\chi^2$); el *Root Mean Square Error of Approximation* ($RMSEA \leq .05$), el *Comparative Fit Index* ($CFI \geq 0.95$), y el *Standardized Root Mean Square Residual* ($SRMR \leq 0.08$). En el proceso de modelamiento, se puso a prueba el modelo de dos factores correlacionados, eutimia y distimia, en cada una de las secciones propuestas.

Las evidencias de validez interna convergente y discriminante se obtuvieron comparando los coeficientes de configuración y estructura de cada ítem, así como las correlaciones interfactoriales (ϕ) según afinidad conceptual. Asimismo, se comparó la *varianza compartida entre dos factores* (ϕ^2) y la *varianza extraída promedio* por factor (AVE), obteniendo evidencias de validez discriminante si $\phi^2 < AVE$.²⁴

Con respecto al análisis de la confiabilidad fueron asumidos dos niveles de análisis. A nivel de variables latentes, la confiabilidad compuesta fue evaluada mediante el coeficiente ω ¹⁷ la confiabilidad del constructo mediante el coeficiente H;¹⁸ y a nivel de puntajes observados, se calculó el coeficiente α ¹⁴ usando además intervalos de confianza.²⁵

RESULTADOS

Análisis de la estructura interna

El ajuste de los modelos evaluados fue adecuado en ambas secciones, obteniendo mejores resultados la sección Rasgo. Del mismo modo, se hallaron coeficientes de configuración (λ_c) de magnitudes elevadas en la sección de Estado ($Mdn_{Eutimia} = .686$; $Mdn_{Distimia} = .795$) y Rasgo ($Mdn_{Eutimia} = .737$; $Mdn_{Distimia} = .826$), siendo todos ellos estadísticamente significativos. No obstante, se apreciaron coeficientes estructurales (λ_e) de magnitudes no despreciables en el factor que no evalúa originalmente el ítem (Tabla 1).

Evidencias internas de validez convergente y discriminante

Con respecto a las evidencias internas de validez convergente (tabla 1) existen correlaciones moderadas entre eutimia y distimia en la sección Estado ($\phi = -.436$) y Rasgo ($\phi = -.657$), lo cual es teóricamente esperado. No obstante, es de destacar que la magnitud de ϕ en la sección Rasgo podría hacer pensar en un solapamiento empírico de ambos factores.

En cuanto a las evidencias internas de validez discriminante encontradas, se aprecia que en ambas secciones los factores presentan un AVE de mayor magnitud que la varianza compartida con otros factores (ϕ^2) (Tabla 1).

Confiabilidad

Se obtuvo la estimación de confiabilidad de los puntajes tanto a nivel de variables latentes como de puntajes observados. La confiabilidad compuesta se calculó mediante el coeficiente ω , siendo este de magnitud aceptable ($> .80$) en todos los casos. Del mismo modo, se analizó la confiabilidad del constructo con el coeficiente H, obteniendo indicadores adecuados ($> .80$), lo que indica que los ítems “capturan” adecuadamente el constructo que pretenden evaluar. Finalmente, para analizar la confiabilidad de los puntajes observados se computó el coeficiente α , resultando de una magnitud elevada ($> .80$).^{26,27} El IC calculado indica que también se puede alcanzar este mismo nivel de varianza verdadera alrededor del puntaje en la población de referencia, en un 95 % de confianza. Si bien no se cumple el principio de tau-equivalencia entre los ítems, se calculó el coeficiente α a fin de compararlo con los hallados en otros estudios.

Tabla 1. Parámetros de los ítems, índices de ajuste y confiabilidad en IDER

	Estado				Rasgo		
	F ₁	F ₂	δ	R ²	F ₁	F ₂	ξ
Ítem 1	.876	-. .382	.482	.768	.488	-. .321	.87
Ítem 2	-. .306	.702	.712	.492	-. .411	.625	.78
Ítem 3	-. .293	.672	.74	.452	.762	-. .501	.64
Ítem 4	.764	-. .333	.646	.583	.752	-. .494	.65
Ítem 5	-. .386	.885	.465	.784	.737	-. .484	.67
Ítem 6	-. .386	.886	.464	.784	-. .526	.801	.56
Ítem 7	.666	-. .290	.746	.443	-. .572	.87	.46
Ítem 8	-. .347	.795	.67	.632	-. .543	.826	.56
Ítem 9	.686	-. .299	.728	.471	-. .557	.848	.53
Ítem 10	.685	-. .299	.729	.469	.546	-. .359	.83
F ₁	1				1		
F ₂	-.436	1			-.657	1	
Porción de Varianza compartida							
AVE	.190 .553	.630			.431 .445	.638	
CFI	.975				1.000		
SB-χ ² (34)	53.449*				31.647; ^{ns}		
RMSEA (IC 90%)	.075 (.031, .111)				.000 (.000, .065)		
SRMR	.092				.052		
ω	.856	.893			.795	.897	
H	.879	.915			.822	.911	
α	.829	.858			.767	.867	
(IC95%)	(.757 - .881)	(.797 - .902)			(.673 - .836)	(.809 - .908)	

n = 103; F₁: Eutimia; F₂: Distimia; en negrita: Coeficientes de estructura; δ: residual; R²: coeficiente de determinación; *: $p < .05$; ^{ns}: $p > .05$; AVE: Varianza promedio extraída; ω: Coeficiente omega; H: coeficiente H

DISCUSIÓN

El objetivo del presente trabajo fue realizar un análisis estructural y de confiabilidad del IDER en población clínica limeña, encontrándose evidencia de ello tanto en la sección de Estado como de Rasgo.

Mediante un AFC se probó el modelo de dos factores oblicuos que es el predominante en la literatura psicométrica respecto al IDER, y el que tiene mayor base conceptual. El ajuste presentado por los datos en ambas secciones fue adecuado, e incluso superiores a otros estudios que usaron análisis factorial confirmatorio,⁷ ya que en aquello se recurrió a especificaciones adicionales para mejorar la magnitud de los índices de ajuste. De acuerdo con los resultados, existe compatibilidad estructural con los estudios previos llevados a cabo en Perú con muestras de características diferentes y métodos exploratorios,^{4,10} por lo cual un siguiente paso serían estudios de invarianza de medición a fin de determinar la equivalencia en cuanto al constructo medido a través de dichas poblaciones.²⁸

De acuerdo con un análisis más focalizado, la sección Rasgo parece ser más robusta que la sección Estado en cuanto a los parámetros evaluados (coeficientes de configuración, y correlación interfactorial), así como en los índices de ajuste; pero en ambas secciones la subescala Distimia está mejor definida que Eutimia porque presenta indicadores de mayor magnitud. Quizá se deba al periodo temporal que abarca cada sección, dado que aquellos ítems de la sección Estado podrían ser menos consistentes entre sí considerando que deben evaluarse todos según el estado actual del individuo; en cambio, en la sección Rasgo el evaluado considera un periodo de tiempo mucho más amplio, permitiendo así mayores opciones al momento de responder.

En cuanto a las evidencias internas de validez convergente, todos los ítems presentan una correspondencia empírica con la variable latente evaluada, aunque al interior de cada subescala se aprecia variabilidad en cuanto a la relación del ítem con su respectivo factor. Esta heterogeneidad existe porque los ítems fueron diseñados con base en expresiones que evalúan diferentes niveles de afectación o severidad, tanto en Estado como en Rasgo⁷. Respecto a la validez discriminante, cada una de las subescalas evaluadas en ambas secciones presentó varianza propia (AVE) mayor a la varianza compartida, (Φ^2) permitiendo hablar de una diferenciación empírica entre factores.

En cuanto a los alcances de los hallazgos, la interpretación de los resultados en términos de eutimia y distimia como facetas distintas del estado de ánimo está sustentada conceptual y empíricamente, y que no justificaría el uso de una puntuación total en cada sección al no existir un solapamiento entre factores que sería el primer indicio de redundancia empírica; aunque sería conveniente ejecutar con una muestra independiente mediante modelos jerárquicos, concretamente, un modelo bifactor. Este procedimiento se caracteriza por extraer el máximo de varianza del factor general, siendo los factores específicos residuales e independientes.²⁹

Respecto al análisis de confiabilidad realizado, quizás lo más resaltante sea el uso de más de un estimador, usualmente el coeficiente α . Respecto a ello, la literatura sugiere reportar más de uno,³⁰ dadas las limitaciones intrínsecas de dicho coeficiente y de sus supuestos muy restrictivos. A pesar de que el supuesto de tau-equivalencia no fue constatado, se calculó y su magnitud es más que adecuada considerando la cantidad de ítems que poseen (5) y el tamaño muestral (± 100).^{27,30} Inclusive los intervalos de confianza presentan magnitudes aceptables. Un punto importante a tener en cuenta es que el coeficiente α analiza la confiabilidad de los puntajes, motivo por el cual dos indicadores adicionales que calculan la confiabilidad a nivel de variable latente fueron incorporadas (coeficientes ω y H), resultando ambos con magnitudes apropiadas. Este último tiene especial importancia, ya que se focaliza en el cálculo de la confiabilidad máxima tomando como base los coeficientes de configuración, resultando en una medida de la confiabilidad del constructo, que complementaría las conclusiones brindadas anteriormente.

Concluyendo, la estructura de bifactorial del IDER parece tener estabilidad con diferentes muestras nacionales e internacionales;^{4,5,7-10} aunque los coeficientes de confiabilidad varían de un estudio a otro, lo cual podría analizarse a través de los procedimientos estadísticos apropiados.

Entre las limitaciones del presente estudio cabe destacar el tamaño de la muestra, pero eso es esperado cuando se trabaja con muestras clínicas. Del mismo modo, probablemente el amplio rango de edad pudo haber afectado los resultados; pero a pesar de estos dos inconvenientes, los resultados parecen robustos a nivel estructural en cada sección estudiada; por lo tanto, la replicación de este estudio en una población clínica independiente es una cuestión abierta a verificación. Otra limitación ligada a la anterior, es que no se analizó de forma separada varones y mujeres, lo que es importante, ya que estudios de validación de instrumentos que evalúan depresión y realizados con personas diagnosticadas con dicho trastorno dan cuenta de un desbalance proporcional entre varones y mujeres, siendo estas últimas quienes aparecen con mayor frecuencia³¹. En ese sentido, es necesario saber si la estructura del instrumento se configura debido al constructo, y no por un sesgo ligado al sexo, y por ello se recomienda para futuros estudios analizar la invarianza de medición del IDER entre varones y mujeres.

ANEXOS

IDER-E

A continuación encontrará unas frases que se utilizan corrientemente para describirse uno a sí mismo. Lea cada frase y señale la puntuación 1 a 4 que indique mejor **COMO SE SIENTE USTED AHORA MISMO**, en este momento. No hay respuestas buenas ni malas. No emplee demasiado tiempo en cada frase y conteste señalando la respuesta que mejor describa su situación presente.

	ENUNCIADO	Nada	Algo	Bastante	Mucho
1	Me siento bien	1	2	3	4
2	Estoy apenado	1	2	3	4
3	Estoy decaído/a	1	2	3	4
4	Estoy animado/a	1	2	3	4
5	Me siento desdichado/a	1	2	3	4
6	Me siento frustrado	1	2	3	4
7	Estoy contento/a	1	2	3	4
8	Estoy triste	1	2	3	4
9	Estoy entusiasmado/a	1	2	3	4
10	Me siento con energía	1	2	3	4

IDER-R

A continuación encontrará unas frases que se utilizan corrientemente para describirse uno a sí mismo. Lea cada frase y señale la puntuación 1 a 4 que indique mejor **COMO SE SIENTE USTED. EN GENERAL**, en la mayoría de las ocasiones. No hay respuestas buenas ni malas. No emplee demasiado tiempo en cada frase, y conteste señalando lo que mejor describa cómo se siente usted generalmente.

Nº	ENUNCIADO	Casi nunca	Algunas veces	A menudo	Casi siempre
1	Disfruto de la vida	1	2	3	4
2	Me siento desdichado/a	1	2	3	4
3	Me siento realizado	1	2	3	4
4	Me siento dichoso/a	1	2	3	4

5	Tengo esperanzas que me irá bien en el futuro	1	2	3	4
6	Estoy decaído/a	1	2	3	4
7	No tengo ganas de hacer nada	1	2	3	4
8	Me siento frustrado	1	2	3	4
9	Estoy triste	1	2	3	4
10	Me siento con energía	1	2	3	4

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

1. World Health Organization. World Health Report 2002. Reducing Risks, promoting Healthy Life. Ginebra: World Health Organization; 2002.
2. World Health Organization. Mental Health and development: targeting people with mental health conditions as a vulnerable group. Ginebra: World Health Organization; 2010.
3. Spielberger CD, Agudelo D, Buela-Casal G. Inventario de Depresión Estado/ Rasgo (IDER). Madrid: TEA Ediciones; 2008.
4. Sotelo L, Sotelo N, Dominguez S, Poma I, Cueto E, Alarcón D, *et al.* Propiedades Psicométricas del Inventario de Depresión Estado-Rasgo (IDER) en una muestra de Adultos de Lima Metropolitana. *Av Psicol.* 2012; 20(2): 59-68.
5. Agudelo D. Propiedades psicométricas del Inventario de Depresión Estado/Rasgo (IDER) con adolescentes y universitarios de la ciudad de Bucaramanga. *Pensam psicol.* 2009; 5(12): 139-60.
6. Agudelo D, Spielberger CD, Buela-Casal G. La depresión: ¿un trastorno dimensional o categorial? *Salud Mental* 2007; 30(3): 20-8.
7. Agudelo D, Gómez Y, López P. Propiedades Psicométricas del Inventario de Depresión Estado Rasgo (IDER) con una muestra de población general colombiana. *Av Psicol Latinoam.* 2014; 32(1): 71-84.
8. Ocampo L. Análisis correlacional del Cuestionario de Depresión Estado/Rasgo (ST/DEP) con una muestra de adolescentes y universitarios de la ciudad de Medellín (Colombia). *Psicol Caribe* 2007; 20(2): 28-49.
9. Vera-Villarreal P, Buela-Casal G, Celis-Atenas K, Córdova-Rubio N, Encina-Olea N, Spielberger CD. Chilean experimental version of the State-Trait Depression Questionnaire (ST-DEP): Trait Sub-scale (T-DEP). *Int J Clin Health Psychol.* 2008; 8(2): 563-75.
10. Merino C, Pflucker D, Riaño-Hernández D. Análisis factorial exploratorio del Inventario de Depresión Estado-Rasgo (ST-DEP) en adolescentes. *Diversitas Perspect Psicol.* 2012; 8(2): 319-30.
11. Agudelo D, Carretero-Dios H, Blanco A, Pitti, C, Spielberger CD, Buela- Casal, G. Evaluación del componente afectivo de la depresión: análisis factorial del ST/DEP revisado. *Salud Mental* 2005; 28(3): 32-41.
12. Graham J, Guthrie A, Thompson B. Consequences of not interpreting structure coefficients in published CFA research: A reminder. *Struct Equ Modeling* 2003; 10(1): 142-53.
13. Thompson B. The importance of structure coefficients in structural equation modeling confirmatory factor analysis. *Educ Psychol Meas.* 1997; 57(1): 5-19.
14. Cronbach LJ. Coefficient alpha and the internal structure of tests. *Psychometrika* 1951; 16(3): 297-334.
15. Graham JM. Congeneric and essentially tau-equivalent estimates of score reliability: What they are and how to use them. *Educ Psychol Meas.* 2006; 66(6): 930 – 44.
16. Dunn TJ, Baguley T, Brunsden V. From alpha to omega: A practical solution to the pervasive problema of internal consistency estimation. *Br J Psychol.* 2014; 105(3): 399 – 412.
17. McDonald RP. Test theory: A unified treatment. Mahwah, N.J.: L. Erlbaum Associates; 1999.
18. Hancock GR, Mueller RO. Rethinking construct reliability within latent variable systems. En: Cudeck R, du Toit SHC, Sörbom D, coordinador. *Structural equation modeling: Past and present. A Festschrift in honor of Karl G. Jöreskog.* Chicago: Scientific Software International; 2001. p.

195–261.

19. Lee SY, Poon WY, Bentler PM. A two-stage estimation of structural equation models with continuous and polytomous variables. *Br J Math Stat Psychol*. 1995; 48: 339–58.
20. Domínguez S. Propuesta para el cálculo del Alfa Ordinal y Theta de Armor. *Rev Invest Psicol*. 2012; 15(1): 213-17.
21. Domínguez S. ¿Matrices Policóricas/Tetracóricas o Matrices Pearson? Un estudio metodológico. *Rev Argent Cienc Comport*. 2014; 6(1): 39-48.
22. Remthulla M, Brosseau-Liard PÉ, Savalei V. When can categorical variables be treated as continuous? A comparison of robust continuous and categorical SEM estimation methods under suboptimal conditions. *Psych Method*. 2012; 17(3): 354-73.
23. Lei PW, Wu Q. Estimation in structural equation modeling. En: Hoyle RH (Ed.), *Handbook of structural equation modeling*. New York: Guildford Press; 2012, p. 164–79.
24. Fornell C, Larcker DF. Evaluating structural equation models with unobservable variables and measurement error. *J Marketing Res*. 1981; 18(1): 39 – 50.
25. Domínguez S, Merino C ¿Por qué es importante reportar los intervalos de confianza del coeficiente alfa de Cronbach? *Rev Latino Cien Social Niñez Juventud* 2015; 13(2): 1326-28.
26. Merino C, Navarro J, García W. Revisión de la consistencia interna del Inventario de Inteligencia Emocional de Bar-On, EQ-I: YV. *Revista Peruana de Psicología y Trabajo Social* 2014; 3(1): 141-54.
27. Ponterotto JG, Ruckdeschel DE. An overview of coefficient alpha and a reliability matrix for estimating adequacy of internal consistency coefficients with psychological research measures. *Percep Mot Skills* 2007; 105: 997 – 1014.
28. Van der Schoot R, Lugtig P, Hox J. A checklist for testing measurement invariance. *Eur J Dev Psychol*. 2012; 9(4): 486-92.
29. Reise, S. The rediscovery of bifactor measurement models. *Multivar Behav Res*. 2012; 47(5): 667-96.
30. Ponterotto JG, Charter RA. Statistical extensions of Ponterotto and Ruckdeschel's (2007) reliability matrix for estimating the adequacy of internal consistency coefficients. *Percep Mot Skills* 2009; 108: 878 – 86.
31. Baader T, Molina JL, Venezian S, Rojas C, Fariás R, Fierro-Freixenet C, *et al*. Validación y utilidad de la encuesta PHQ-9 (Patient Health Questionnaire) en el diagnóstico de depresión en pacientes usuarios de atención primaria en Chile. *Rev Chil Neuro-Psiquiat*. 2012; 50(1): 10-22.

Recibido: 11 de enero de 2016
Aceptado: 31 de marzo de 2016

Sergio Alexis Domínguez-Lara. Instituto de Investigación de Psicología, Universidad de San Martín de Porres, Lima, Perú. Correos electrónicos: sdominguezmpcs@gmail.com, sdominguezl@usmp.pe