



ORIGINAL

Datos normativos de una escala de agotamiento emocional académico en estudiantes universitarios de psicología de Lima (Perú)



Sergio Alexis Dominguez-Lara^{a,*}, Manuel Fernández-Arata^a, Denisse Manrique-Millones^b, Danitsa Alarcón-Parco^a y Maité Díaz-Peñaloza^a

^a Instituto de Investigación de Psicología, Facultad de Ciencias de la Comunicación, Turismo y Psicología, Universidad de San Martín de Porres, Lima, Perú

^b Gezins en Orthopedagogiek, Faculteit Psychologie en Pedagogische Wetenschappen, Katholieke Universiteit Leuven, Lovaina, Bélgica

Recibido el 1 de junio de 2017; aceptado el 22 de septiembre de 2017

Disponible en Internet el 28 de noviembre de 2017

PALABRAS CLAVE

Escala de Cansancio Emocional;
Agotamiento emocional académico;
Estudiantes universitarios;
Validez;
Confiabilidad;
Normas

Resumen

Objetivo: El objetivo del presente trabajo fue obtener datos normativos de la Escala de Cansancio Emocional en estudiantes de psicología de 3 universidades privadas de Lima.

Materiales y métodos: Esta investigación se llevó a cabo con una muestra de 1.102 estudiantes de psicología (77% mujeres) de entre 16 y 56 años ($M = 21,09$; $DE = 4,570$). Fueron utilizadas la Escala de Cansancio Emocional, la Escala de Autoeficacia Percibida Específica de Situaciones Académicas, el Patient Health Questionnaire-2 y la Generalized Anxiety Disorder Scale-2. Fue implementado un análisis factorial de grupo múltiple para el análisis de invarianza, el cálculo de percentiles para la elaboración de los baremos y los análisis comparativos fueron ejecutados con la t de Student y ANOVA, acompañados con medidas de magnitud del efecto.

Resultados: La invarianza de medición recibió evidencia favorable y los indicadores de confiabilidad (α , ω y H) fueron adecuados. Las puntuaciones de la Escala de Cansancio Emocional no se aproximan a la normalidad, y por ello los baremos se elaboraron con base en percentiles. Los puntos de corte poseen una confiabilidad elevada, y las categorías obtenidas tienen una buena capacidad discriminativa en contraste con criterios externos (autoeficacia académica, ansiedad y depresión). Finalmente, la diferencia hallada entre varones y mujeres carece de significación práctica.

Conclusiones: Con base en la evidencia presentada, los baremos elaborados son útiles para estudios relacionados con la prevalencia del agotamiento emocional, y pueden ser utilizados tanto en varones como en mujeres.

© 2017 Elsevier España, S.L.U. Este es un artículo Open Access bajo la licencia CC BY-NC-ND (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/>).

* Autor para correspondencia.

Correos electrónicos: sdominguezl@usmp.pe, sdominguezmpcs@gmail.com (S.A. Dominguez-Lara).

<https://doi.org/10.1016/j.edumed.2017.09.002>

1575-1813/© 2017 Elsevier España, S.L.U. Este es un artículo Open Access bajo la licencia CC BY-NC-ND (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/>).

KEYWORDS

Emotional Exhaustion Scale;
Academic emotional exhaustion;
University students;
Validity;
Reliability;
Norms

Normative data of an emotional exhaustion scale in psychology college students from Lima (Perú)**Abstract**

Objective: The main objective of the present study was to obtain normative data from the Emotional Exhaustion Scale in psychology students from three private universities in Lima.

Materials and methods: This research study was carried out with a sample of 1,102 psychology students (77% females) age ranged between 16 and 56 years ($M=21.09$; $SD=4.570$). The instruments used to measure the constructs were: the Emotional Exhaustion Scale, the Scale of Specific Perceived Self-Efficacy of Academic Situations, the Patient Health Questionnaire-2, and the Generalized Anxiety Disorder Scale-2. In order to test measurement invariance a multi-group confirmatory factor analyses was conducted, likewise, the computation of percentiles, effect size and comparative analyses by means of T-Test and ANOVA were performed.

Results: There was evidence of measurement invariance and the reliability coefficients (α , ω and H) were adequate. The Emotional Exhaustion Scale scores are non-normal distributed, and so the scale was elaborated on the basis of percentiles. Cut-off points have high reliability, and the categories obtained have good discriminative capacity in association with external criteria (academic self-efficacy, anxiety and depression). Finally, we did not find any practical significance among men and women.

Conclusion: Based on the evidence presented, the elaborated scales are useful for studies related to the prevalence of emotional exhaustion, and can be used in both men and women.

© 2017 Elsevier España, S.L.U. This is an open access article under the CC BY-NC-ND license (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/>).

Tradicionalmente, el síndrome de *burnout* (SB) se define como una condición caracterizada por un agotamiento mental progresivo, despersonalización y baja realización profesional, y es observado con mayor frecuencia en personas que trabajan directamente con otras personas^{1,2}.

La existencia de una crisis en las relaciones del trabajador con su propio trabajo no necesariamente se enfoca en las personas con las cuales labora. Esta premisa condujo a una reelaboración teórica y operacional del SB^{2,3}, el cual fue caracterizado como una sensación de agotamiento, fatiga y falta de energía (agotamiento emocional), una actitud de indiferencia y distanciamiento hacia el propio trabajo (cinismo o indiferencia), y un sentimiento de incompetencia e incapacidad para realizarlo (ineficacia profesional)^{3,4}.

Efectivamente, en los últimos años se considera que toda actividad que implique un esfuerzo sostenido en el tiempo y demandas constantes es susceptible de generar la sensación de agotamiento⁵. Con base en ello, y debido a las necesidades de las organizaciones de evaluar el SB en sus trabajadores, la conceptualización y evaluación del SB se extendió a otros grupos ocupacionales⁶, así como a la población universitaria, ya que la universidad demanda diversas acciones para llevar a cabo exitosamente actividades como evaluaciones, cantidad de tarea, contenidos de las asignaturas, entre otros. Este último punto se relaciona con el *burnout académico* (BA). Al igual que en un ambiente laboral, las tareas que realizan los estudiantes universitarios para lograr sus objetivos están asociadas a demandas del ambiente en donde acceden a recursos instrumentales y personales para hacer frente a dichas demandas, y en donde son regularmente evaluados⁷.

En este sentido, el BA hace referencia a un proceso insidioso caracterizado por el sentimiento de

agotamiento emocional (AEM) a causa de las demandas del estudio, derivando esto en una actitud cínica y poco comprometida con las actividades académicas que debe realizar (cinismo), lo que repercute en el sentido de autoeficacia académica (AA) del estudiante (ineficacia académica)^{5,8}.

Diversos planteamientos concuerdan en que el punto central del SB (y del BA en particular) es el AEM⁹⁻¹¹, cuyo aumento progresivo provoca el distanciamiento emocional y cognitivo hacia la actividad realizada⁶, en este caso los estudios, por lo cual su abordaje y detección temprana es fundamental. Incluso algunos planteamientos conciben al SB como un constructo unidimensional (agotamiento), que puede ser físico, emocional y mental, y se presenta a partir de cualquier situación estresante crónica y duradera¹². Sin embargo, es necesario mencionar que si bien el AEM es la cualidad central del SB y la más clara manifestación de este complejo síndrome, por sí sola no es suficiente para explicar el fenómeno. Las investigaciones han establecido la secuencia progresiva de agotamiento hacia cinismo, pero no la de ineeficacia, y apoya el concepto de que el SB es una respuesta al estrés laboral crónico⁶, por lo que, en consecuencia, en el ámbito académico respondería a un estrés académico crónico.

De forma similar al SB, han sido desarrollados diversos estudios sobre el BA con el objetivo de analizar los correlatos del AEM a fin de conocer los factores de riesgo y protección asociados a este. En este sentido, algunos estudios señalan que el AEM se asocia positivamente con la ansiedad^{11,13-15}, la depresión^{11,13-15}, el estrés académico¹⁶, la ansiedad ante exámenes¹⁴ y estrategias de afrontamiento cognitivo ligadas a la autculpa, la rumiación y la catastrofización¹⁷. Asimismo, el AEM se relaciona

inversamente con la AA^{5,8,14,15,18,19}, la autoestima^{20,21}, el engagement (compromiso)²² y la inteligencia emocional²³.

Entonces, según lo presentado, el estudio del AEM es un tema relevante en la actualidad debido a sus repercusiones en la salud física y emocional del estudiante, así como a su impacto en el rendimiento académico, ya que los cambios curriculares que apuntan a la acreditación de las instituciones de educación superior exigen al alumno un mayor tiempo y dedicación a las labores académicas^{11,24,25}. De este modo, el AEM se desarrollaría de forma insidiosa debido a una disminución de los recursos emocionales originada por la carga académica, así como de inhibición emocional²⁶. En consecuencia, el estudiante puede presentar sentimientos de soledad, impotencia y apatía, entre otros, lo que podría ocasionar no solo alteraciones en la parte académica, sino también a nivel personal y vocacional, afectando la motivación y la percepción de sus habilidades y capacidades para el desempeño de su futura profesión y llevando posteriormente a la deserción¹¹.

Por ello, resulta relevante conocer la prevalencia de un alto AEM a fin de poder intervenir eficientemente sobre los casos que lo requieran. Para la evaluación del AEM existe una medida, la Escala de Cansancio Emocional (ECE), que evalúa de forma unidimensional dicho constructo y fue creada originalmente en español²⁰, lo que le otorga una ventaja adicional, dado que el contexto lingüístico y cultural ejerce un rol clave al momento de la creación de un instrumento de evaluación²⁷. Además, presenta evidencias psicométricas favorables en diversos países de la región^{21,28,29} y en Perú^{14,15}, pero aún no existen reportes que brinden valores normativos que permitan conocer la prevalencia del AEM en estudiantes universitarios.

Si bien aspectos como la edad²⁴ y el ciclo académico²⁶ parecen ser factores importantes para el aumento gradual del AEM, al ser una dimensión compleja y dependiente en un mayor grado de aspectos emocionales es probable encontrar diferencias de acuerdo con el sexo, ya que este ha desempeñado un rol importante en el estudio del estrés y componentes asociados, como el AEM, siendo un determinante de la salud del ser humano^{30,31}. Sin embargo, los resultados de estudios diferenciales de género han sido heterogéneos respecto a dicha dimensión del *burnout*. Por ejemplo, algunas investigaciones empíricas han revelado una mayor incidencia por parte de mujeres en referencia al AEM³²⁻³⁴, mientras que en otros trabajos se indica que los varones tienen niveles estadísticamente significativos más elevados en AEM que las mujeres³⁵.

Sin embargo, aunque estos estudios no valoraron la presencia de sesgo con relación al AEM, existe evidencia preliminar de otros trabajos que comparan varones y mujeres con relación al estrés, los cuales, previo hallazgo de invarianza de medición, encontraron que las mujeres presentan un mayor grado de estrés que los varones^{36,37}. Esto indicaría que las diferencias o similitudes halladas entre varones y mujeres podrían explicarse por el efecto de variables concomitantes, como la cultura, la edad, la carga de trabajo, el puesto de trabajo y la profesión, entre otras³⁸.

Por ello, es necesario conocer si la evaluación del AEM con la ECE es estadísticamente similar entre varones y mujeres, ya que si existiera algún sesgo en la medida, sería

conveniente elaborar normas por cada grupo de manera independiente.

Entonces, el objetivo del presente estudio fue elaborar datos normativos de las puntuaciones de la ECE en estudiantes de psicología pertenecientes a 3 universidades privadas de Lima Metropolitana.

Método

Participantes

En el presente estudio instrumental participó una muestra no probabilística de 1.102 estudiantes de psicología (77% mujeres) de 3 universidades privadas de Lima Metropolitana ($U_1 = 238$; $U_2 = 244$; $U_3 = 620$), quienes cursaban entre el segundo y el octavo ciclo de estudios (segundo, 20,8%; tercero, 12,9%; cuarto, 15,3%; quinto, 7,9%; sexto, 12,3%; séptimo, 16,7%; octavo, 12,3%; no reportó, 1,9%). La edad estuvo comprendida entre 16 y 56 años ($M = 21,09$; $DE = 4,570$; 17 datos perdidos), con el 79,4% entre los 18 y 25 años, y diferencias pequeñas entre sexos a favor de los varones ($t_{[1083]} = 2,469$; $p = 0,014$; $d = 0,18$), 73,5% indicaron ser solteros y solo el 36,7% trabajaba en el momento de la evaluación. Del total de estudiantes, 917 fueron evaluados adicionalmente con la medida de autoeficacia, y 848 con las medidas de ansiedad y depresión.

Instrumentos

*ECE*²⁹. Se trata de un autoinforme compuesto por 10 ítems con 5 opciones de respuesta (de *raras veces* a *siempre*), orientados a evaluar de forma unidimensional el AEM, siendo el puntaje mínimo 10 y el máximo 50. Para responder al cuestionario se les solicita a los estudiantes que consideren la frecuencia con la que han experimentado cada conducta listada en los enunciados durante los 12 últimos meses de vida estudiantil. Fue utilizada la versión adaptada en universitarios peruanos^{14,15}.

*Escala de Autoeficacia Percibida Específica de Situaciones Académicas (EAPESA)*³⁹. Se trata de una evaluación unidimensional de AA compuesta por 9 ítems con 4 opciones de respuesta (de *nunca* hasta *siempre*). Fue usada la versión adaptada en universitarios peruanos⁴⁰, cuyo rango de respuestas va de 9 a 36.

*Patient Health Questionnaire-2 (PHQ-2)*⁴¹. Consta de 2 ítems que exploran aspectos emocionales y cognitivos vinculados con la depresión (desánimo, desesperanza, displacer y desinterés en las cosas), escalados en formato tipo ordinal (desde *para nada* hasta *casi todos los días*), cuyo rango de respuesta va de 0 a 6. Fue utilizada la versión adaptada al español hablado en Perú⁴².

*Generalized Anxiety Disorder Scale-2 (GAD-2)*⁴³. Está conformado por 2 ítems que evalúan conductas vinculadas con la expresión emocional y cognitiva de la ansiedad generalizada (sentimiento de estar nervioso y preocupación), escalados en formato tipo Likert (desde *para nada* hasta *casi todos los días*), cuyo rango de respuesta va de 0 a 6. Fue utilizada la versión adaptada al español hablado en Perú⁴².

Procedimiento

Luego de obtener el permiso de las autoridades de las instituciones de educación superior participantes, fue planificada la aplicación de los instrumentos a los estudiantes durante una sesión. Una vez brindadas las instrucciones, los estudiantes completaron los cuestionarios de manera voluntaria y anónima, previa firma del consentimiento informado.

Análisis de datos

Análisis descriptivo

Inicialmente fue realizado un análisis descriptivo de los ítems (medidas de tendencia central y de distribución). Posteriormente, fue ejecutado un análisis de invarianza de medición con el objetivo de evaluar la equivalencia en la medida del AEM académico entre varones y mujeres, a fin de justificar la elaboración de un solo baremo.

Invarianza de medición

Dicho procedimiento fue llevado a cabo con un análisis factorial de grupo múltiple con el programa EQS 6.2⁴⁴, usando el método de máxima verosimilitud consistente debido a que los ítems podrían ser considerados ordinales y tienen al menos 5 opciones de respuesta⁴⁵, además de poseer algún grado de no normalidad⁴⁶. El ajuste de los modelos fue valorado con los índices de uso más frecuente (CFI, RMSEA, SRMR, y la prueba general χ^2 con la corrección Satorra-Bentler⁴⁷).

Fueron analizados diferentes grados de invarianza de medición. Para comenzar, la igualdad de la configuración del instrumento entre varones y mujeres (invarianza configuracional), luego la igualdad de las cargas factoriales entre los grupos (invarianza métrica), de los interceptos (invarianza fuerte) y de los residuales (invarianza estricta)⁴⁸. El cumplimiento de la invarianza fuerte permite la comparación entre las medias de los grupos evaluados.

Los interceptos fueron especificados desde el inicio, y pese a que es recomendable el uso de la matriz de correlaciones policóricas a causa de las características de los ítems indicadas inicialmente⁴⁹, por el tipo de especificación inicial fue utilizada la matriz de covarianzas.

Cabe mencionar que la evaluación de la invarianza configuracional y métrica puede realizarse tomando como base la matriz de correlaciones policóricas o de covarianza, pero la evaluación de la invarianza fuerte (interceptos) solo puede realizarse con la de covarianzas. Entonces, la opción tradicional es realizar los 2 primeros pasos (invarianza configuracional y métrica) con la matriz de correlaciones policóricas, y el tercero (invarianza fuerte) con la matriz de covarianzas, para luego continuar hacia la invarianza estricta con esta última matriz. Sin embargo, si los análisis se realizan con diferentes matrices, los modelos no serían comparables, ya que los grados de libertad variarían sobremanera (principalmente por la especificación tardía de los interceptos), así como las características de la estimación con base en el tipo de matriz utilizada.

Entonces, especificar los interceptos desde el principio trae mayor legitimidad al análisis comparativo de los modelos disponibles, pero la magnitud de los índices de ajuste será más baja al utilizar la matriz de covarianzas en

comparación con el uso de la matriz de correlaciones policóricas⁵⁰, aunque en el contexto del presente estudio los índices de ajuste hallados fueron usados solo para fines de comparación y no para una valoración definitiva del modelo.

Fueron considerados 2 criterios para la valoración del grado de invarianza. El primero de ellos se enfocó en los índices de ajuste, es decir, en las variaciones del CFI ($CFI_2 - CFI_1 > -0,01$)⁵¹, el RMSEA ($RMSEA_2 - RMSEA_1 < 0,015$)⁵² y el SRMR ($SRMR_2 - SRMR_1 < 0,030$)⁵², que informan sobre la equivalencia estadística entre los 2 modelos evaluados y, en consecuencia, del cumplimiento del grado de invarianza analizado.

El segundo criterio se basó en los índices de modificación (IM)⁵³, es decir, en la significación estadística de cada una de las restricciones impuestas, donde a partir de χ^2 elevados ($p < 0,05$) se recomienda relajar restricciones, es decir, que los ítems no son estadísticamente equivalentes tanto en sus cargas factoriales como en los interceptos. En este sentido, un χ^2 no estadísticamente significativo asociado a cada restricción da una evidencia favorable para el grado de invarianza que se esté evaluando (por ejemplo, la métrica).

Confiabilidad

Antes del uso del coeficiente α ⁵⁴ para valorar la confiabilidad de las puntuaciones, fue evaluado el modelo tau-equivalente, es decir, la igualdad estadística de cargas factoriales⁵⁵. Para determinar la aproximación a dicho modelo de medición, fueron usados los criterios basados en las variaciones en el CFI, el RMSEA y el SRMR. De forma complementaria, se reportaron los intervalos de confianza (IC)⁵⁶ hallados con el módulo *ICalfa*⁵⁷. Finalmente, la confiabilidad de la variable latente se evaluó mediante 2 coeficientes: el ω ⁵⁸ y el H ^{59,60}.

A fin de complementar el análisis de invarianza mencionado en el apartado anterior, fue implementado un procedimiento para comparar los coeficientes α entre varones y mujeres bajo un enfoque basado en el IC⁶¹, es decir, si el IC para la diferencia de coeficientes ($\text{diferencia} = \alpha_m - \alpha_v$) no incluye el cero, esta es estadísticamente significativa.

Datos normativos

Las características distribucionales de la puntuación total de la ECE fueron evaluadas con la prueba de Shapiro-Wilk -SW-^{62,63}. Luego de ello, fueron elaborados los baremos con base en percentiles (Pc).

Los Pc que definen los niveles fueron similares a los utilizados en otros estudios enfocados en la obtención de datos normativos^{64,65}, es decir, tomando como referencia los Pc 25 y Pc 75 para delimitar los puntos de corte de los niveles *alto* ($> Pc 75$) y *bajo* ($< Pc 25$) de AEM. Dadas las características e implicancias del constructo que se evalúa, se consideró un nivel adicional: *en riesgo* ($> Pc 90$).

La evaluación de la confiabilidad de los puntos de corte fue realizada con el coeficiente $K2$ ⁶⁶, ya que ha demostrado ser un método consistente cuando la distribución de las puntuaciones no se aproxima a la normalidad⁶⁷, y brinda evidencia sobre la calidad de la clasificación realizada con dicho punto de corte^{68,69}; así como también el error estándar de medida.

Evaluación de la capacidad discriminativa de los puntos de corte

La capacidad discriminativa de los puntos de corte fue analizada bajo un enfoque asociativo. En tal sentido, la hipótesis indica que los 4 grupos obtenidos a partir de los puntos de corte tendrán promedios descendentes y significativos en AA y ascendentes en ansiedad y depresión. Para tal fin fue utilizado un ANOVA de una vía con contraste lineal *a priori*⁷⁰, es decir, especificando de antemano las condiciones mencionadas anteriormente. Respecto a este procedimiento, fueron valorados 2 indicadores: $r_{alerting}$, que representa una medida de asociación entre las medias de los grupos y el ordenamiento realizado previamente y que aporta información sobre la fuerza explicativa de dicho ordenamiento, y r_{efecto} , que es el efecto total de los grupos sobre las puntuaciones de los individuos⁷¹.

Asimismo, complementando la significación estadística (por ejemplo, $p < 0,05$), fue analizada la significación práctica bajo un enfoque de magnitud del efecto, usando para ello el ω^2 para la comparación simultánea de todos los grupos, y el ω^2_{comp} para comparar grupos por parejas⁷². Ambos coeficientes fueron valorados como magnitud del efecto *mínima necesaria*, *moderada* y *fuerte*, según su magnitud⁷³: 0,04, 0,25, y 0,64, respectivamente.

Análisis complementario

Fueron analizadas las diferencias entre varones y mujeres respecto a las puntuaciones directas en la ECE. Los resultados fueron valorados tanto a nivel de significación estadística ($p < 0,05$) como de significación práctica, utilizando para ello la d de Cohen transformada a r ⁷⁴, considerando un rango de 0,11-29 para valorar dicha diferencia como moderada⁷⁵.

Resultados

Análisis descriptivo

Los datos perdidos no superaron el 0,5% en algunos ítems, por lo que fueron reemplazados con la media del total de participantes. El promedio de cada ítem se aproxima en mayor grado a la respuesta central (tabla 1). Del mismo

modo, poseen indicadores distribucionales (asimetría y curtosis) de baja magnitud ($\pm 1,0$).

Invarianza de medición

El modelo unidimensional fue analizado de forma independiente en varones y mujeres utilizando como base la matriz de correlaciones policóricas. El ajuste fue bueno en ambos grupos, por lo que es factible realizar el análisis del grado de invarianza de medición que presenta el instrumento entre varones y mujeres.

Fue replicado el análisis preliminar en ambos grupos utilizando la matriz de covarianzas para obtener modelos que puedan compararse con los derivados de las restricciones propias del análisis de invarianza. Los índices de ajuste estuvieron por debajo de los límites aceptados (tabla 2), pero dado que solo fueron utilizados para fines de comparación, esto no representa una limitación.

Inicialmente se evaluó la invarianza configuracional ($M_{configuracional}$), donde fueron obtenidos índices de ajuste ligeramente por debajo de los límites aceptables, pero pese a ello, estos no difieren en mayor grado de los hallados en cada grupo, varones y mujeres, separadamente. Al evaluar la invarianza métrica ($M_{métrica}$), es decir, al establecer las restricciones de igualdad de las cargas factoriales de los ítems entre los grupos, las variaciones (Δ) en el CFI, el RMSEA y el SRMR, así como la información que brindan los IM, indican que este grado de invarianza se cumple satisfactoriamente. Por último, la información derivada de la evaluación del grado de invarianza fuerte (M_{fuerte}) y estricta ($M_{estricta}$), tanto de los índices de ajuste como de los IM, indica que puede considerarse la igualdad estadística de los interceptos de los ítems entre varones y mujeres, así como de los residuales (tabla 2).

Confiabilidad

Con el objetivo de evaluar el modelo tau-equivalente, tomando como base el modelo unidimensional, se restringió la igualdad de cargas factoriales. Bajo esta condición, fueron obtenidos índices de ajuste adecuados (tabla 2), aunque las variaciones respecto al CFI, el RMSEA y el SRMR no

Tabla 1 Estadísticos descriptivos de los ítems según sexo

Ítem	Varones				Mujeres			
	M	DE	g ₁	g ₂	M	DE	g ₁	g ₂
Ítem 1	2,490	1,075	0,277	-0,586	2,872	1,126	0,001	-0,715
Ítem 2	2,423	1,116	0,472	-0,422	2,498	1,128	0,363	-0,586
Ítem 3	2,154	1,097	0,637	-0,359	2,144	1,118	0,663	-0,456
Ítem 4	2,684	1,121	0,069	-0,843	2,861	1,160	-0,022	-0,800
Ítem 5	2,150	1,117	0,544	-0,697	2,408	1,225	0,438	-0,857
Ítem 6	2,656	1,111	0,082	-0,701	2,836	1,094	0,008	-0,657
Ítem 7	2,300	1,097	0,527	-0,512	2,424	1,100	0,356	-0,632
Ítem 8	2,739	1,223	0,196	-0,861	2,821	1,127	0,059	-0,687
Ítem 9	2,585	1,221	0,283	-0,932	2,869	1,217	0,039	-0,935
Ítem 10	2,787	1,206	0,226	-0,773	2,808	1,220	0,094	-0,960

DE: desviación estándar; g₁: asimetría de Fisher; g₂: curtosis de Fisher; M: media aritmética.

Tabla 2 Análisis de modelos de medición: invarianza y tau-equivalencia ECE

	SB- χ^2	CFI	Δ CFI	RMSEA (IC 90%)	Δ RMSEA	SRMR	Δ SRMR
Análisis preliminar^a							
Varones	78,061**	0,983	-	0,070 (0,049, 0,090)	-	0,053	-
Mujeres	225,213**	0,979	-	0,080 (0,070, 0,090)	-	0,047	-
Invarianza de medición^b							
Varones	83,738**	0,940	-	0,074 (0,054, 0,094)	-	0,050	-
Mujeres	224,856**	0,938	-	0,080 (0,070, 0,090)	-	0,043	-
$M_{\text{configuracional}}$	287,679**	0,943	-	0,075 (0,066, 0,084)	-	0,047	-
$M_{\text{métrica}}$	306,196**	0,941	-0,002	0,072 (0,063, 0,080)	-0,003	0,052	0,005
M_{fuerte}	350,167**	0,940	-0,001	0,074 (0,065, 0,082)	0,002	0,053	0,001
$M_{\text{métrica}}$	365,244**	0,941	0,001	0,070 (0,062, 0,078)	-0,004	0,056	0,003
Análisis final^a							
Unidimensional	266,038**	0,980	-	0,077 (0,069, 0,086)	-	0,046	-
Tau-equivalencia	483,344**	0,961	-0,019	0,095 (0,088, 0,103)	0,018	0,096	0,050

^a Llevado a cabo con la matriz de correlaciones policóricas.

^b Llevado a cabo con la matriz de covarianzas.

** $p < 0,001$. SB- χ^2 : Chi-cuadrado con corrección Satorra-Bentler; CFI: *comparative fit index* [índice de ajuste comparativo]; RMSEA: *root mean square error of approximation* [error cuadrático medio de aproximación]; SRMR: *standardized root mean square residual* [residuo estandarizado cuadrático medio].

apoyan la tau-equivalencia. Por tal motivo, el coeficiente α calculado podría infraestimar la confiabilidad de las puntuaciones, aunque su cálculo es necesario para los fines del estudio.

En tal sentido, el coeficiente α obtuvo una magnitud elevada (0,881; IC 95% 0,867, 0,894), así como los coeficientes ω (0,901) y H (0,915)^{60,76,77}. Por último, el error estándar de medida hallado es de baja magnitud (7,513). Finalmente, no fueron halladas diferencias estadísticamente significativas entre varones ($\alpha_v = 0,878$) y mujeres ($\alpha_m = 0,881$) respecto a sus coeficientes α (IC_{diferencia} = -0,021, 0,018).

Datos normativos

Las respuestas de la ECE son más frecuentes hacia los valores más bajos del rango original ($M = 26,178$; $DE = 8,004$) y poseen una variabilidad moderada ($CV = 0,306$). Además, sus estadísticos de distribución (asimetría y curtosis) presentan baja magnitud ($g_1 = 0,291$; $g_2 = -0,281$).

Dado que la distribución de la puntuación total de la ECE no se aproxima significativamente a la normalidad ($SW_{[1102]} = 0,988$, $p < 0,001$), se optó por la construcción de los baremos con base en los Pc. De acuerdo con los Pc (tabla 3), aquella persona que obtenga menos de 20 puntos tendría un bajo AEM (<Pc 25), y quien alcance más de 31 puntos (>Pc 75), un nivel alto de AEM. Finalmente, puntuaciones de 40 o más (>Pc 90) podrían considerarse de riesgo.

La magnitud del coeficiente K2 fue elevada en los niveles más extremos de la clasificación (tabla 3), lo que indicaría que la clasificación realizada con base en los puntos de corte presentados es más confiable a medida que la puntuación se aleja del promedio⁶⁷.

Tabla 3 Datos normativos de la Escala de Cansancio Emocional en universitarios

PD	Pc	K2	PD	Pc	K2
10-14	5	0,977-0,964	27	55	0,882
15-16	10	0,960-0,955	28	60	0,887
17-18	15	0,948-0,942	29	65	0,894
19	20	0,934	30	70	0,903
20	25	0,926	31	75	0,913
21	30	0,916	32-33	80	0,922-0,931
22	35	0,907	34	85	0,939
23-24	40	0,897-0,889	35-37	90	0,946-0,957
25	45	0,884	38-40	95	0,962-0,970
26	50	0,881	41-46	99	0,973-0,983

K2: coeficiente K2; Pc: percentil; PD: puntuación directa.

Evaluación de la capacidad discriminativa de los puntos de corte

De forma preliminar fue analizada la confiabilidad de las puntuaciones de las medidas de AA, ansiedad y depresión, obteniendo indicadores meritorios⁷⁷, incluso para las medidas de 2 ítems⁷⁸. Luego de realizar las comparaciones entre los niveles de AEM respecto a la AA, la ansiedad y la depresión, los resultados obtenidos (tabla 4) indican que los grupos difieren significativamente entre sí tanto a nivel estadístico ($p < 0,001$) como respecto a la magnitud de sus promedios ($r_{\text{alerting}} > 0,95$; $\omega^2 > 0,04$). Un análisis enfocado en la comparación de los grupos por pares indica que las diferencias más elevadas aparecen entre los grupos más extremos (por ejemplo, entre *bajo* y *en riesgo*).

Tabla 4 Análisis descriptivo y de discriminación con base en las categorías de la Escala de Cansancio Emocional

	Análisis descriptivo			Análisis discriminativo				
	Nivel AEM	M	DE	$F_{(3,913)}$	$r_{alerting}$	r_{efecto}	ω^2	ω^2_{comp}
Autoeficacia académica ($\alpha = 0,903$; IC 95% 0,891-0,913)	Bajo (n = 181)	29,000	5,129	32,426**	0,960	0,259	0,093	$\omega^2_{1,2} = 0,018$ $\omega^2_{1,3} = 0,051$ $\omega^2_{1,4} = 0,071$ $\omega^2_{2,3} = 0,019$ $\omega^2_{2,4} = 0,041$ $\omega^2_{3,4} = 0,010$
	Promedio (n = 499)	27,178	4,588					
	Alto (n = 174)	25,293	4,796					
	En riesgo (n = 63)	22,968	5,697					
Ansiedad ($r_{AF} = 0,690$; IC 95% 0,653-0,724)	Bajo (n = 158)	0,943	1,024	85,264**	0,985	0,472	0,230	$\omega^2_{1,2} = 0,048$ $\omega^2_{1,3} = 0,105$ $\omega^2_{1,4} = 0,195$ $\omega^2_{2,3} = 0,030$ $\omega^2_{2,4} = 0,116$ $\omega^2_{3,4} = 0,041$
	Promedio (n = 464)	1,754	1,157					
	Alto (n = 165)	2,394	1,315					
	En riesgo (n = 61)	3,623	1,675					
Depresión ($r_{AF} = 0,721$; IC 95% 0,687-0,752)	Bajo (n = 158)	0,747	1,034	52,947**	0,986	0,392	0,155	$\omega^2_{1,2} = 0,022$ $\omega^2_{1,3} = 0,067$ $\omega^2_{1,4} = 0,128$ $\omega^2_{2,3} = 0,027$ $\omega^2_{2,4} = 0,085$ $\omega^2_{3,4} = 0,027$
	Promedio (n = 464)	1,323	1,248					
	Alto (n = 165)	1,939	1,396					
	En riesgo (n = 61)	2,967	1,835					

AEM: sentimiento de agotamiento emocional; DE: desviación estándar; IC 95%: intervalo de confianza del 95%; M: media; r_{AF} : coeficiente Angoff-Feldt; $\omega^2_{i,j}$: magnitud de las diferencias entre el grupo i-ésimo y j-ésimo.

En negrita: $\omega^2_{i,j} > 0,04$.

** $p < 0,001$.

Análisis complementario

Debido al grado de invarianza de medición hallado, la comparación entre varones y mujeres se encuentra justificada. En tal sentido, el contraste de medias indica que la diferencia entre mujeres ($M = 26,541$; $DE = 8,014$) y varones ($M = 24,968$; $DE = 7,864$) es estadísticamente significativa ($t_{[1100]} = 2,751$; $p = 0,006$), aunque dicha diferencia es pequeña ($r = 0,082$).

Discusión

El objetivo del estudio fue elaborar baremos que provean de un punto de referencia para valorar la experiencia de AEM en estudiantes universitarios. Para lograrlo, fue implementado como procedimiento preliminar un análisis de invarianza de medición de las puntuaciones de la ECE entre varones

y mujeres, que brindaría evidencia a favor de la equidad de la medida entre los grupos antes mencionados, posibilitando así la creación de una sola tabla normativa. Este es un procedimiento poco usual, aunque necesario, ya que normalmente los baremos son elaborados en primera instancia sin un análisis previo de equidad de la medida^{79,80}, lo cual deja de lado las potenciales diferencias entre grupos que no dependen de la medida utilizada.

De este modo, además de corroborar los resultados con relación a la unidimensionalidad de la ECE y buenos indicadores de confiabilidad^{14,15,20,21,28,29}, los resultados del análisis de invarianza van de acuerdo con la literatura internacional respecto a medidas relacionadas con el estrés^{36,37}. Cabe precisar que pese a los múltiples estudios que toman como base la ECE, estos son los primeros resultados que abordan la invarianza de medición respecto al sexo.

Por otro lado, la comparación realizada indica que las mujeres presentan un mayor AEM que los varones, lo que coincide con los reportes previos³²⁻³⁴; sin embargo, un análisis desde el marco de la magnitud del efecto indica que estas diferencias son pequeñas, es decir, carecen de significación práctica así como de interpretación sustantiva, al menos en la muestra de estudio.

Con relación a los baremos obtenidos, los puntos de corte poseen una confiabilidad adecuada, lo que brinda una mayor precisión al momento de asignar al estudiante evaluado alguna categoría. Asimismo, cabe destacar que predominan las puntuaciones bajas de la ECE, lo que es esperado en medidas más cercanas al polo de la psicopatología, como es el caso del *burnout*. Esto podría explicar la capacidad de discriminación de las categorías obtenidas (desde *bajo* hasta *en riesgo*) con respecto a las medidas de AA, ansiedad y depresión, lo que concuerda con la literatura antecedente^{5,8,11,13-15}, es decir, cuanto mayor es el grado del AEM, menor AA existe, y mayor ansiedad y depresión, de forma significativa.

En cuanto a las implicancias prácticas, su uso como medida de cribado servirá de apoyo a las instituciones de educación superior en los procesos de evaluación de inicio de ciclo y, de ese modo, poder proveer de orientación a los estudiantes que se hallen en la categoría *en riesgo*. De acuerdo con los resultados observados, ello puede constituir un factor de riesgo tanto a corto (por ejemplo, desaprobación asignaturas) como a largo plazo (por ejemplo, deserción) debido a la relación inversa del AEM con las resiliencia académica³³ y estrategias de afrontamiento cognitivo automáticas y menos elaboradas¹⁷. Además, servirá para evaluar a los estudiantes al finalizar el octavo ciclo académico, previo al inicio de las prácticas preprofesionales, con el objetivo de aumentar la posibilidad de que se adapten de forma más funcional a esa nueva etapa de su formación académica.

Es interesante considerar las propuestas existentes sobre el abordaje por niveles del AEM⁸¹. A nivel individual, con consejería o tutoría en la elección de los cursos, por ejemplo; a nivel grupal, en sesiones prácticas a cargo de profesores o tutores de curso; a nivel institucional, mediante becas para estudiantes que trabajan, o incluso en la programación de horarios de clase, demandas de los cursos y tener estudiantes y profesores consejeros que den soporte en espacios adecuados.

Es importante también considerar que el factor de riesgo podría encauzarse por el lado de la salud psicológica de los estudiantes con niveles altos de AEM, ya que lo inicia como una dificultad, pero podría convertirse en un cuadro psicopatológico. En ese sentido, un diagnóstico rápido con el uso de baremos acerca de lo que está ocurriendo en la salud de los estudiantes, sobre todo de carreras de alta demanda o exigencia académica, podría permitir acciones tempranas y oportunas para alcanzar el estado de bienestar psicológico que debe alcanzar un estudiante universitario.

Con respecto a las limitaciones, la ausencia de control del sesgo de deseabilidad social pudo influir en la calidad de las respuestas de los evaluados. Por otro lado, la capacidad predictiva de la categorización de la ECE no fue evaluada mediante un contraste de criterios externos objetivos (por ejemplo, rendimiento académico o inasistencias), por lo que su uso e interpretación estarán limitados a su relación con los constructos antes mencionados. Del mismo modo,

al basar la construcción del baremo en las respuestas provenientes de 3 universidades, algunos aspectos, como los planes de estudios, podrían incidir en los parámetros calculados debido a la cantidad de créditos académicos por ciclo, dificultad de las asignaturas, etc. Asimismo, la participación de estudiantes de en una sola carrera profesional (psicología) puede restringir las aplicaciones a otras disciplinas.

Con base en los resultados mostrados, en un futuro pueden implementarse algunos estudios complementarios. Para comenzar, ya que la ECE fue utilizada en diferentes países de habla hispana con resultados favorables, sería conveniente realizar un análisis de invarianza intercultural, a fin de llegar a una versión que permita conocer el estado de la AEM en la región. A su vez, ampliar los análisis a otras carreras profesionales con el objetivo de conocer si el AEM aparece en la misma magnitud, independientemente de la carrera cursada. Finalmente, la ausencia de significación práctica de las diferencias entre sexos en cuanto al AEM podría ser el punto de partida de una revisión sistemática de tales diferencias, ya que las conclusiones pudieron estar influidas en mayor grado por el método utilizado (por ejemplo, la significación estadística).

En conclusión, los baremos elaborados son útiles para realizar estudios relacionados con la prevalencia del AEM, y pueden ser utilizados tanto en varones como en mujeres debido a que la medición del constructo es invariante de acuerdo con el sexo.

Conflicto de intereses

Los autores declaran no tener ningún conflicto de intereses.

Bibliografía

1. Maslach C, Jackson SE. The measurement of experienced burnout. *J Occup Behav*. 1981;2:99-113.
2. Maslach C, Jackson SE, Leiter MP. *Maslach Burnout Inventory Manual*. 3rd ed. Palo Alto, CA: Consulting Psychologists Press; 1996.
3. Oramas A, Gonzáles A, Vergara A. El desgaste profesional y factorialización del MBI-GS. *Rev Cubana Salud Trabajo*. 2007;8:37-45.
4. Moreno B, Rodríguez R, Escobar E. La evaluación del burnout profesional. Factorialización del MBI-GS. Un análisis preliminar. *Ansiedad Estrés*. 2001;7:69-78.
5. Hu Q, Schaufeli WB. The factorial validity of the Maslach Burnout Inventory - Student Survey in China. *Psychol Rep*. 2009;105:394-408, <http://dx.doi.org/10.2466/PRO.105.2.394-408>.
6. Maslach C, Schaufeli WB, Leiter MP. Job burnout. *Annu Rev Psychol*. 2001;52:397-422, <http://dx.doi.org/10.1146/annurev.psych.52.1.397>.
7. Salanova M. *Psicología de la salud ocupacional*. Madrid: Editorial Síntesis; 2011.
8. Schaufeli WB, Martínez IM, Marques A, Salanova M, Bakker AB. Burnout and engagement in university students. A cross-national study. *J Cross Cult Psychol*. 2002;33:464-81, <http://dx.doi.org/10.1177/0022022102033005003>.
9. Van Dierendonck D, Schaufeli WB, Sixma H. Burnout among general practitioners: A perspective from equity theory. *J Soc Clin Psychol*. 1994;13:86-100, <http://dx.doi.org/10.1521/jscp.1994.13.1.86>.

10. Rohland B, Kruse G, Rohrer J. Validation of a single-item measure of burnout against the Maslach Burnout Inventory among physicians. *Stress Health*. 2004;20:75–9, <http://dx.doi.org/10.1002/smi.1002>.
11. Rosales Y, Rosales F. Burnout estudiantil universitario: conceptualización y estudio. *Salud Ment*. 2013;4:337–45.
12. Pines A, Aronson E, Kafry D. *Burnout*. New York: The Free Press; 1981.
13. Caballero C, González O, Palacio J. Relación del *burnout* y el *engagement* con depresión, ansiedad y rendimiento académico en estudiantes universitarios. *Salud Uninorte*. 2015;31:59–69, <http://dx.doi.org/10.14482/sun.31.1.5085>.
14. Dominguez-Lara S. Análisis psicométrico de la Escala de Cansancio Emocional en estudiantes de una universidad privada. *Rev Digit Invest Docencia Univ*. 2013;7:45–55, <http://dx.doi.org/10.19083/ridu.7.186>.
15. Dominguez-Lara S. Escala de Cansancio Emocional: estructura factorial y validez de los ítems en estudiantes de una universidad privada. *Av Psicol*. 2014;21:89–97.
16. Yussef F. Medical student stress. Burnout and depression in Trinidad y Tobago. *Acad Psychiatry*. 2016;40:69–75, <http://dx.doi.org/10.1007/s40596-015-0468-9>.
17. Dominguez-Lara S. Agotamiento emocional académico en estudiantes universitarios: ¿cuánto influyen las estrategias cognitivas de regulación emocional? *Educ Med*. 2016, <http://dx.doi.org/10.1016/j.edumed.2016.11.010>. En prensa.
18. Fives H, Hamman D, Olivarez A. Does burnout begin with student-teaching? Analyzing efficacy, burnout, and support during the student-teaching semester. *Teach Teach Educ*. 2007;23:916–34, <http://dx.doi.org/10.1016/j.tate.2006.03.013>.
19. Yang HJ, Farn CK. An investigation the factors affecting MIS student burnout in technical-vocational college. *Comput Human Behav*. 2005;21:917–32, <http://dx.doi.org/10.1016/j.chb.2004.03.001>.
20. Rmos F, Manga D, Morán C. Escala de Cansancio Emocional (ECE) para estudiantes universitarios: propiedades psicométricas y asociación. *Interpsiquis*. 2005. Disponible en: <http://www.psiquiatria.com/estres-62/escala-de-cansancio-emocional-ece-para-estudiantes-universitarios-propiedades-psicometricas-y-asociacion/>.
21. González M, Landero R. Escala de Cansancio Emocional (ECE) para estudiantes universitarios: propiedades psicométricas en una muestra de México. *An Psicol*. 2007;23:253–7.
22. Rigg J, Day J, Adler H. Emotional exhaustion in graduate students: The rol of engagement, self-efficacy and social support. *J Educ Develop Psychol*. 2013;3:138–52, <http://dx.doi.org/10.5539/jedp.v3n2p138>.
23. Extremera N, Durán A, Rey L. Inteligencia emocional y su relación con los niveles de burnout, engagement y estrés en estudiantes universitarios. *Rev Educ*. 2007;342:239–56.
24. Carlotto M, Gonçalves S. Preditores da síndrome de burnout em estudantes universitarios. *Pensam Psico*. 2008;4:101–9.
25. Cabanach R, Souto-Gestal A, Franco V. Escala de Estresores Académicos para la evaluación de los estresores académicos en estudiantes universitarios. *Rev Iberoam Psicol Salud*. 2016;7:41–50, <http://dx.doi.org/10.1016/j.rips.2016.05.001>.
26. Carlotto M, Nakamura A, Cámara S. Síndrome de burnout em estudantes universitários da área da saúde. *PSICO*. 2006;37:57–62.
27. Fernández A, Pérez E, Alderete AM, Richaud MC, Fernández-Liporace M. ¿Construir o adaptar tests psicológicos? Diferentes respuestas a una cuestión controvertida. *Evaluar*. 2010;10:60–74.
28. Bonilla, M., Lira, G., Balcázar, P., Enríquez, J., Gurrola, G., Adaptación de la Escala de Cansancio Emocional en adolescentes mexicanos del nivel superior. *Interpsiquis* [Revista en internet] 2009 [consultado 2013 Abr 25]; Recuperado de: <http://www.psiquiatria.com/estres-62/adaptacion-de-la-escala-de-cansancio-emocional-en-adolescentes-mexicanos-del-nivel-superior/Q12>: Ronnen S, Pinnes A. Gender differences in Engineer's burnout. *Equal Opportunities International* 2008 [consultado 12 Jun 2017]; 27: 677-91. doi: 10.1108/02610150810916749.
29. Fontana S. Estudio preliminar de las propiedades psicométricas de la escala de desgaste emocional para estudiantes universitarios. *Rev Argent Cienc Comport*. 2011;3:44–8.
30. Chaplin T, Hong K, Bergquist K, Sinha R. Gender differences in response to emotional stress: An assessment across subjective, behavioral, and physiological domains and relations to alcohol craving. *Alcohol Clin Exp Res*. 2008;32:1242–50, <http://dx.doi.org/10.1111/j.1530-0277.2008.00679.x>.
31. Verma R, Singh Y, Shekhar C. Gender differences in stress response: Role of developmental and biological determinants. *Ind Psychiatry J*. 2011;20:4–10, <http://dx.doi.org/10.4103/0972-6748.98407>.
32. West CP, Shanafelt TD, Kolars JC. Quality of life, burnout, educational debt, and medical knowledge among internal medicine residents. *JAMA*. 2011;306:952–60, <http://dx.doi.org/10.1001/jama.2011.1247>.
33. Olson K, Kemper K, Mahan J. What factors promote resilience and protect against burnout in first-year pediatric and medicine-pediatric residents? *J Evid Based Complementary Altern Med*. 2015;20:192–8, <http://dx.doi.org/10.1177/2156587214568894>.
34. García-Rivera B, Maldonado-Radillo S, Ramírez-Barón M. Agotamiento profesional en el sector de salud de Baja California. *Inv Adm*. 2014;113:60–77.
35. Campbell J, Prochazka A, Yamashita V, Gopal TR. Predictors of persistent burnout in internal medicine residents: A prospective cohort study. *Acad Med*. 2010;85:1630–4, <http://dx.doi.org/10.1097/ACM.0b013e3181f0c4e7>.
36. Barbosa-Leiker C, Kostick M, Lei M, McPherson S, Roper V, Hoekstra T, et al. Measurement invariance of the perceived stress scale and latent mean differences across gender and time. *Stress Health*. 2013;29:253–60, <http://dx.doi.org/10.1002/smi.2463>.
37. Ortuño-Sierra J, Fonseca-Pedrero E, Aritio-Solana R, Chocarro E. Stress assessment during adolescence: Psychometric properties and measurement invariance of the Student Stress Inventory-Stress Manifestations across gender and age. *Eur J Dev Psychol*. 2016;13:1–16, <http://dx.doi.org/10.1080/17405629.2015.1122588>.
38. Ronnen S, Pinnes A. Gender differences in engineer's burnout. *Equal Opportunities International*. 2008;27:677–91, <http://dx.doi.org/10.1108/02610150810916749>.
39. Palenzuela D. Construcción y validación de una escala de autoeficacia percibida específica de situaciones académicas. *Anal Modif Conduct*. 1983;9:185–219.
40. Dominguez-Lara S. Autoeficacia para situaciones académicas en estudiantes universitarios peruanos: un enfoque de ecuaciones estructurales. *Rev Psicol-UCSP*. 2014;4:45–53.
41. Kroenke K, Spitzer R, Williams J. The Patient Health Questionnaire-2: Validity of two-item depression screener. *Med Care Res Rev*. 2003;41:1284–92, <http://dx.doi.org/10.1097/01.MLR.0000093487.78664.3C>.
42. Patient Health Questionnaire. Select a screener. [Internet]. Pfizer [consultado 23 Sep 2015]. Disponible en: <http://www.phqscreeners.com/select-screener/36>.
43. Kroenke K, Spitzer R, Williams J, Monahan P, Lowe B. Anxiety disorders in primary care: Prevalence, impairment, comorbidity, and detection. *Ann Intern Med*. 2007;146:317–25, <http://dx.doi.org/10.7326/003-4819-146-5-200703060-00004>.
44. Bentler PM, Wu EJC. EQS 6.2 for Windows [Statistical Program]. Encino, CA: Multivariate Software, Inc.; 2012.

45. Rhemtulla M, Brosseau-Liard PE, Savalei V. When can categorical variables be treated as continuous? A comparison of robust continuous and categorical SEM estimation methods under suboptimal conditions. *Psychol Methods*. 2012;17:354–73, <http://dx.doi.org/10.1037/a0029315>.
46. Micceri T. The unicorn, the normal curve, and other improbable creatures. *Psychol Bull*. 1989;105:156–66, <http://dx.doi.org/10.1037/0033-2909105.1.156>.
47. Satorra A, Bentler PM. Corrections to test statistics and standard errors in covariance structure analysis. En: Von Eye A, Clogg CC, editores. *Latent variables analysis: Applications for developmental research*. Thousand Oaks, CA: Sage; 1994. p. 399–419.
48. Byrne B. Testing for multigroup equivalence of a measuring instrument: A walk through the process. *Psicothema*. 2008;20:872–82.
49. Dominguez-Lara S. ¿Matrices policóricas/tetracóricas o matrices Pearson? Un estudio metodológico. *Rev Argent Cienc Comport*. 2014;6:39–48.
50. Dominguez-Lara S, Merino-Soto C. Análisis estructural de la Escala de Afrontamiento ante la Ansiedad e Incertidumbre Pre-examen (COPEAU) en universitarios peruanos. *Rev Digit Invest Docencia Univ*. 2016;10:32–47, <http://dx.doi.org/10.19083/ridu.10.474>.
51. Cheung GW, Rensvold RB. Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Struct Equ Modeling*. 2002;9:233–55, <http://dx.doi.org/10.1207/S15328007SEM0902.5>.
52. Chen FF. Sensitivity of goodness of fit indexes to lack of measurement invariance. *Struct Equ Modeling*. 2007;14:464–504, <http://dx.doi.org/10.1080/10705510701301834>.
53. Sörbom D. Model modification. *Psychometrika*. 1989;54:371–84, <http://dx.doi.org/10.1007/BF02294623>.
54. Cronbach LJ. Coefficient alpha and the internal structure of tests. *Psychometrika*. 1951;16:297–334, <http://dx.doi.org/10.1007/BF02310555>.
55. Dunn TJ, Baguley T, Brunson V. From alpha to omega: A practical solution to the pervasive problem of internal consistency estimation. *Br J Psychol*. 2014;105:399–412, <http://dx.doi.org/10.1111/bjop.12046>.
56. Dominguez-Lara S. Intervalos de confianza en el reporte de la fiabilidad: un análisis necesario. *An Sist Sanit Nav*. 2016;39:169–70, <http://dx.doi.org/10.4321/S1137-6627/2016000100024>.
57. Dominguez-Lara S, Merino-Soto C. ¿Por qué es importante reportar los intervalos de confianza del coeficiente alfa de Cronbach? *Rev Latino Cien Social Niñez Juventud*. 2015;13:1326–8.
58. McDonald RP. *Test theory: A unified treatment*. Mahwah, NJ: L. Erlbaum Associates; 1999.
59. Dominguez-Lara S. Evaluación de la confiabilidad del constructo mediante el Coeficiente H: breve revisión conceptual y aplicaciones. *Psychol Av Discip*. 2016;10:87–94, <http://dx.doi.org/10.21500/19002386.2134>.
60. Hancock GR, Mueller RO. Rethinking construct reliability within latent variable systems. En: Cudeck R, du Toit SHC, Sörbom D, editores. *Structural equation modeling: Past and present. A Festschrift in honor of Karl G. Jöreskog*. Chicago: Scientific Software International; 2001. p. 195–261.
61. Dominguez-Lara S, Merino-Soto C, Navarro-Loli J. Comparación de coeficientes alfa basada en intervalos de confianza. *Educ Med*. 2017, <http://dx.doi.org/10.1016/j.edumed.2017.03.025>. En prensa.
62. Shapiro SS, Wilk MB. An analysis of variance test for normality (complete samples). *Biometrika*. 1965;52:591–611, <http://dx.doi.org/10.1093/biomet/52.3-4.591>.
63. Ghasemi A, Zahediasl S. Normality tests for statistical analysis: A guide for non-statisticians. *Int J Endocrinol Metab*. 2012;10:486–9, <http://dx.doi.org/10.5812/ijem.3505>.
64. Dominguez-Lara S. Datos normativos de la Escala de Procrastinación Académica en estudiantes de psicología de Lima. *Evaluar*. 2016;16:20–30.
65. Dominguez-Lara S. Valores normativos de una escala de autoeficacia académica en estudiantes universitarios de Lima. *Interacciones*. 2016;2:91–8, <http://dx.doi.org/10.24016/2016.v2n2.31>.
66. Livingston SA. A criterion-referenced application of classical test theory. *J Educ Meas*. 1972;19:13–26, <http://dx.doi.org/10.1111/j.1745-3984.1972.tb00756.x>.
67. Gempp R, Saiz JL. El coeficiente K2 de Livingston y la habilidad de una decisión dicotómica en un test psicológico. *Univ Psychol*. 2014;13:217–26, 10.11144/Javeriana.UPSY13-1.eckl.
68. Dominguez-Lara S. Confiabilidad de los puntos de corte en estudios empíricos. *Rev Cubana Pediatr*. 2016;88:536–8. Disponible en: <http://scielo.sld.cu/pdf/ped/v88n4/ped13416.pdf>.
69. Fernández M, Merino C. Error de medición alrededor de los puntos de corte en el MBI-GS. *Liberabit*. 2014;20:209–18.
70. Buckless FA, Ravenscroft SP. Contrast coding: A refinement of ANOVA in behavioral analysis. *Account Rev*. 1990;65:933–45.
71. Rosnow RL, Rosenthal R. Effect sizes for experimenting psychologist. *Can J Exp Psychol*. 2003;57:221–37.
72. Dominguez-Lara S. Magnitud del efecto en comparaciones entre 2 o más grupos. *Rev Calid Asist*. 2017;32:121–2, <http://dx.doi.org/10.1016/j.cali.2016.04.002>.
73. Ferguson CJ. An effect size primer: A guide for clinicians and researchers. *Prof Psychol Res Pr*. 2009;40:532–8, <http://dx.doi.org/10.1037/a0015808>.
74. Abrami PC, Cohen PA, d'Apollonia S. Implementation problems in meta-analysis. *Rev Educ Res*. 1988;58:151–79, <http://dx.doi.org/10.2307/1170333>.
75. Gignac GE, Szodorai ET. Effect size guidelines for individual differences researchers. *Pers Individ Dif*. 2016;102:74–8, <http://dx.doi.org/10.2307/1170333>.
76. Merino-Soto C, Navarro-Loli J, García W. Revisión de la consistencia interna del Inventario de Inteligencia Emocional de Bar-On, EQ-I: YV. *Rev Peru Psicol Trabajo Social*. 2014;3:141–54.
77. 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, <http://dx.doi.org/10.2466/PMS.108.3.878-886>.
78. Dominguez-Lara S, Merino-Soto C, Navarro-Loli J. Estimación de la confiabilidad en mediciones de dos ítems: el coeficiente Angoff-Feldt. *Rev Digit Invest Docencia Univ*. 2016;10:34–40, <http://dx.doi.org/10.19083/ridu.10.463>.
79. Detrick P, Chibnall JT. Revised NEO Personality Inventory normative data for police officer selection. *Psychol Serv*. 2013;10:372–7, <http://dx.doi.org/10.1037/a0031800>.
80. Tomás JM, de los Santos S, Alonso-Andres A, Fernández I. Validation of the Maslach Burnout Inventory-General Survey on a representative sample of dominican teachers: Normative data. *Span J Psychol*. 2016;19:1–9, 10.1017/sjp.2016.91.
81. Collins S, Coffey M, Morris L. Social Work students: Stress, support and well-being. *Br J Soc Work*. 2010;40:963–82, <http://dx.doi.org/10.1093/bjsw/bcn148>.