

Escala Estresores Académicos en Estudiantes Universitarios: Un Estudio de Invarianza Multicultural en Peruanos y Ecuatorianos

Academic Stressors Scale in University Students: A Multicultural Invariance Study in Peruvians and Ecuadorians

Pedro Leonardo Tito-Huamani¹, Luis Alberto Geraldo-Campos², Betty Giovanna Peña-Tomas³
y Antonio Serpa-Barrientos⁴

Resumen

El objetivo fue evaluar las propiedades psicométricas e invarianza multicultural de la Escala de Estresores Académicos en estudiantes universitarios peruanos y ecuatorianos, además, conocer las diferencias de los niveles de estrés académico según sexo. Participaron 1624 estudiantes con edades entre 18 y 40 años. Los resultados muestran que el modelo oblicuo con 24 ítems corrobora la estructura factorial con estimaciones apropiadas. También, permiten describir que el modelo es invariante en cada etapa, configuracional, métrica, fuerte y estricta para la muestra de estudio. En cuanto a los niveles de estrés académico según sexo, se corrobora que existe diferencia significativa con media de mayor magnitud para las mujeres en comparación a los varones. Se evidencia que el modelo oblicuo de 24 ítems es invariante con respecto a la multiculturalidad y que, a su vez, es fiable.

Palabras clave: estresores académicos, invarianza multicultural, estuantes universitarios

Abstract

The objective was to evaluate the psychometric properties and multicultural invariance of the Academic Stressors Scale in Peruvian and Ecuadorian university students and to determine the differences in academic stress levels according to sex. A total of 1624 students between 18 and 40 years of age participated in this study. The results show that the oblique model with 24 items corroborates the factorial structure with appropriate estimates. It also allows the description of the model's invariance at each stage - configurational, metrical, strong, and strict - of the study sample. As for the levels of academic stress according to sex, it is corroborated that there is a significant difference with a mean of greater magnitude for females compared to males. It is evident that the 24-item oblique model is invariant with respect to multiculturalism and that, in turn, it is reliable.

Keywords: academic stressors, multicultural invariance, university students

¹Doctor en Ciencias Administrativas. Docente principal en la Universidad Nacional Mayor de San Marcos. Lima, Perú. Tel.: +51 963 699 928. Correo: ptitoh@unmsm.edu.pe. Código Orcid: <https://orcid.org/0000-0002-2989-9203>

² Magister en Administración con Mención en Dirección de Recursos Humanos. Docente en la Escuela de Educación Superior Tecnológica Privada La Pontificia, Ayacucho, Perú. Tel.: +51 987197425. Correo: luisgeraldo@elp.edu.pe ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-8366-689X>

³Magister en Psicología Clínica con Mención en Terapia de Niños y Adolescentes. Docente en la Universidad Nacional Mayor de San Marcos. Lima, Perú. Tel.: +51 960 641 952. Correo: bpenat@unmsm.edu.pe. Código Orcid: <https://orcid.org/0000-0002-5631-432X>

⁴Magister en Psicología con Mención en Intervención Psicológica e Investigación. Docente en la Universidad Nacional Mayor de San Marcos. Lima, Perú. Tel.: +51 966 765 734. Correo: aserpab@unmsm.edu.pe. Código Orcid: <https://orcid.org/0000-0002-7997-2464>

Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación – e Avaliação Psicológica. RIDEP · N°68 · Vol.2 · 17-31 · 2023

ISSN: 1135-3848 print /2183-6051online

This work is licensed under CC BY-NC 4.0. To view a copy of this license, visit <http://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/>

Introducción

El estrés es comprendido como un evento que supera los recursos de la persona, lo que pone en peligro su bienestar personal, fenómeno causado por las interrelaciones que se suscitan entre la persona y su contexto (Lazarus & Folkman, 1986).

En relación al estrés en el entorno académico, Fernández de Castro & Luévano (2018) encontraron que la principal fuente de estrés en los estudiantes está vinculada con las calificaciones, por ello, en la proximidad de exámenes y entrega de trabajos académicos, es cuando se encuentran los índices más altos de inestabilidad emocional y malestar físico. Asimismo, en menor grado están las exigencias de tiempo, esfuerzo de los docentes y las asignaturas. En ese orden de ideas, para Rueda-García et al. (2021) las principales fuentes de estrés en la población estudiantil están relacionados a la exposición de trabajos, la sobrecarga académica, la falta de tiempo y la realización de exámenes.

De las causas identificadas que originan el estrés académico en estudiantes universitarios (p.ej., relacionados con los procesos de evaluación, sobrecarga de trabajo y condiciones relacionadas al proceso de enseñanza-aprendizaje) (Muñoz, 2004), la coyuntura sanitaria como consecuencia de la COVID-19, agudizaron aún más los factores que originan al estrés académico como: el poco apoyo institucional (Noman et al., 2021), carencias en el sistema educativo en línea (Atlam et al., 2022), el miedo al contagio (Delgado-Gallegos et al., 2021; Weber et al., 2019), incertidumbre académico (Clabaugh et al., 2021), problemas económicos (Mahapatra & Sharma, 2021; Rodriguez et al., 2020), enfermedad de familiares (Santamaría et al., 2021), ansiedad ante el desconfinamiento (García et al., 2021), entre otros.

Situaciones antes mencionadas conllevan a que el estudiante esté más propenso a un desequilibrio emocional, por el déficit de recursos de afrontamiento frente a la demanda académica, propia del desarrollo educativo actual. En consecuencia, ahora el estudiante universitario está enfrentando al desafío de estar conectado a las clases virtuales, donde requiere mantener niveles de atención y concentración por tiempos prolongados (Ravizza et al., 2017; Taneja et al., 2015; Zhou et al., 2021), aunado al cumplimiento

de trabajos que demanda cierta cantidad de horas de ejecución (Noman et al., 2021) y la dificultad para equilibrar estudio-familia (en otras ocasiones afrontamiento del estudio-trabajo-familia) en un solo contexto: el hogar (Finkelstein et al., 2021; Hosseinkhani et al., 2020, 2021); asimismo, enfrentar la ausencia de tiempo y la socialización como recurso postergado por el distanciamiento social, son situaciones desafiantes para los estudiantes. De la misma forma, circunstancias que enfrenta en su hogar por carencias económicas y materiales hará que el estudiante universitario perciba las tareas y actividades que debe realizar como sucesos desbordantes y amenazadoras, donde su bienestar se encuentra en riesgo (Delgado-Gallegos et al., 2021; Weber et al., 2019).

En cuanto a la medición de los estresores académicos, existen diversos instrumentos (Barraza, 2007; Cabanach, Valle, et al., 2010; Malo et al., 2010; Manrique-Millones et al., 2019; Marquina, 2020), sin embargo, ofrecen medidas unidimensionales, enfocados básicamente a características como la intensidad o la frecuencia. Por tanto, no estarían aportando información significativa, sobre los diferentes factores que podrían estar influenciando en la generación del estrés, en el contexto de la pandemia COVID-19. En otros, los instrumentos de estrés miden aspectos psicofisiológicos (Inventario de estrés académico; Hernández et al., 1996) o estrategias de afrontamiento (Inventario SISCO de estrés académico; Barraza, 2007).

La escala de estresores académicos (ECEA), propuesta por Cabanach et al. (2008) es un instrumento, que con el tiempo fue perfeccionando sus propiedades psicométricas a partir de diversos estudios en estudiantes universitarios. Así, las evaluaciones y las intervenciones en público, son los que generan mayor estrés (Cabanach et al., 2010), estresores relacionados con la evaluación, sobrecarga académica, deficiencias metodológicas del docente y las dificultades sociales generan mayor estrés (Cabanach et al., 2016), estudiantes con menores niveles de atención emocional presentan mayores niveles de estrés percibido (Cabanach et al., 2016), estudiantes con elevadas puntuaciones en control y aceptación de sus estados emocionales, perciben las circunstancias académicas de forma más adaptativa y experimentan menores respuestas de estrés

(Cabanach et al., 2017), la influencia de las metas académicas tendrá relevancia sobre la valoración de cualquier estímulo estresante en el estudiante (Cabanach et al., 2017), estudiantes que perciben entornos académicos amenazantes muestran mayor índice sintomatológica depresiva (Souto-Gestal et al., 2019), y estudiantes que regulan mejor sus emociones, valoran el entorno académico como menos estresante (Dámaso-Flores & Serpa-Barrientos, 2022; Souto-Gestal, 2013).

Si bien es cierto que la ECEA cuenta con bondades en sus propiedades psicométricas, con las técnicas multivariantes (AFE y AFC), aún es incompleta y no resiste la exigencia de medición actual ante diferentes escenarios. Un ejemplo de ello es la equidad (como innovación, planteada por Eliot, 2015), más conocido como medida de diferencia o invarianza de medición multigrupo (Brown, 2015). Así, los estudios que buscan conocer las posibles diferencias existentes entre grupos (p.ej., diferencia según sexo, condición laboral, nacionalidad, etnia, etc.), la ECEA no garantiza suficientemente la validez de los resultados.

Un problema constante en este tipo de investigaciones se asocia con la posición del investigador, que del instrumento o la medida con que se estima un constructo determinado, ajeno a la condición de grupos (Byrne & Van de Vijver, 2010). Por consiguiente, podría ser un error de interpretación (Caycho, 2017). Pues cuando se presenta diferencias entre los grupos no se esclarece, si la diferencia se debe a las particularidades propias y las varianzas de los grupos o la diferencia de las estimaciones factoriales del instrumento entre grupos (Asparouhov & Muthén, 2014). En consecuencia, la confirmación de la invarianza de medición de una escala o test es un paso importante para el desarrollo de estudios comparativos entre grupos, garantizando la interpretación más idónea de los resultados encontrados, en especial variables tan sensibles como el sexo, edad, etnia, nacionalidad, y entre otros.

Desde la evaluación psicológica, los estresores académicos se miden con la ECEA, por ser una herramienta de autoinforme, con ocho dimensiones. Es un instrumento que reporta evidencias psicométricas en diferentes contextos de manera satisfactoria (Cabanach et al., 2014,

2016, 2017; Cabanach et al., 2010; Cabanach et al., 2010; Serpa-Barrientos et al., 2022), mostrando su estabilidad en el tiempo y consistencia interna entre sus ítems (ocho factores con 52 ítems). Sin embargo, en el contexto peruano y ecuatoriano, carece de estudios psicométricos que puedan aportar a la ECEA como un instrumento válido y confiable para la labor de los profesionales de la salud mental, en el proceso continuo de evaluación, diagnóstico e intervención clínica en aquellos estudiantes universitarios que podrían estar padeciendo de estrés académico. Por lo tanto, el propósito del presente estudio consistió en evaluar y conocer a través del análisis de invarianza de medición multicultural, con la ECEA en una muestra de jóvenes universitarios peruanos y ecuatorianos.

En el caso de la ECEA, no se encontró estudios de invarianza de medición multicultural (País y sexo), ni se verificó la diferencia estadísticas según sexo respecto a los niveles de estrés académico; por lo tanto, la presente investigación pretende cubrir el vacío del conocimiento en la medición multicultural del fenómeno entre estudiantes peruanos y ecuatorianos, con la presentación de una escala breve con ítems homogenizados en cantidad entre sus dimensiones en comparación a la versión original de 52 ítems, como también evaluar si el instrumento permite obtener puntuación global y hacer las interpretaciones al constructo a través de un modelo bifactor.

Método

Diseño

Esta investigación se enmarca en el diseño instrumental (Ato et al., 2013), cuyo propósito es evaluar y conocer a través del análisis de invarianza multigrupo por sexo y nación, aplicando la ECEA en una muestra de jóvenes universitarios peruanos y ecuatorianos.

Participantes

Se administró una encuesta a través del formulario Google, obteniéndose como respuesta 1921 encuestas, de las cuales, se depuraron valores extremos y respuestas aquiescentes, quedando habilitado 1624 encuestas, las cuales, el 25% son mujeres ecuatorianas y el 33% mujeres peruanas; y, en cuanto a estudiantes universitarios varones

Tabla 1. Análisis demográfico (n=1624)

			<i>f</i>	%	
Sexo	Mujeres	Ecuador	402	25%	
		Perú	536	33%	
	Varones	Ecuador	233	14%	
		Perú	453	28%	
Edad	Mujeres	Ecuador	[18 - 25]	376	94%
			[26 - 30]	15	4%
			[31 - 35]	2	0%
			[36 - 40]	9	2%
			Total	402	
			Total	208	89%
	Mujeres	Perú	[18 - 25]	17	7%
			[26 - 30]	6	3%
			[31 - 35]	2	1%
			[36 - 40]	2	1%
			Total	233	
			Total	491	92%
Varones	Ecuador	[18 - 25]	29	5%	
		[26 - 30]	7	1%	
		[31 - 35]	9	2%	
		[36 - 40]	9	2%	
		Total	536		
		Total	406	90%	
Varones	Perú	[18 - 25]	29	6%	
		[26 - 30]	13	3%	
		[31 - 35]	5	1%	
		[36 - 40]	5	1%	
		Total	453		
		Total	453		

Nota. *f*: frecuencias

14% corresponde a ecuatorianos y el 28% estudiantes peruanos. Los grupos etarios estuvieron comprendidos entre 18 a 40 años, con mayor porcentaje en el rango de edad de 18 a 25 años (Tabla 1).

Instrumento

Se utilizó la Escala de Estresores Académicos (ECEA) elaborado por Cabanach et al. (2008), empleándose la versión de Cabanach et al. (2016). El instrumento original fue construido con 54 ítems, escala tipo Likert de 5 alternativas (1=nunca; 2=alguna vez; 3=bastantes veces; 4=casi siempre; 5=siempre), conformada inicialmente en nueve dimensiones. Posteriormente se reduce a ocho que comprenden las siguientes dimensiones: intervenciones en público (IP), exámenes (EE), deficiencias metodológicas del profesorado (DMP), carencia de valor de los contenidos (CVC), creencias sobre el rendimiento académico (CSRA), sobrecarga del estudiante (SE), dificultades de participación (DP) y clima social negativo (CSN).

Procedimiento

Este trabajo formó parte de un proyecto dirigido a estudiantes universitarios de Perú y Ecuador, que cursan estudios desde el primero hasta el décimo semestre académico. De forma

preliminar a la aplicación del instrumento, se realizó una reunión virtual con un grupo de 17 estudiantes universitarios peruanos y 15 ecuatorianos con características similares a la muestra, con la finalidad de evaluar la comprensión y el entendimiento de los ítems (Evidencia de validez basado en el proceso de respuesta; American Educational Research Association et al., 2018). En esta reunión virtual (Meet de Google), se verificó la claridad y la comprensión de cada uno de los ítems de la ECEA y la valoración de los encuestados a cada uno de los ítems, donde la mayoría refirieron que las preguntas eran bastante claras. Sin embargo, los ítems 3 y 9 se retiraron debido a que la direccionalidad de los ítems respondía exclusivamente al formato presencial. En los 52 ítems restantes, no fueron necesarios modificar el sentido de las preguntas, debido a que los estudiantes manifestaron que las preguntas eran comprensibles y se adecuaban perfectamente al formato de la enseñanza virtual.

Después de haber verificado la comprensión de los ítems se encuestó en ambos países. Para ello se recurrió al directorio de docentes en las universidades de donde proceden el equipo investigador, así como directorios personales de docentes en otras universidades tanto en el Perú como en Ecuador, socializando la encuesta ya sea

a través de correos electrónicos, Whatsapp, Telegram y demás redes sociales, entre los meses de junio a julio del 2021. En la presentación del formulario de Google se comunicó de manera objetiva y transparente a los estudiantes, el propósito de la investigación, dejando en libertad de aceptar o rechazar voluntariamente, antes de iniciar, en el proceso y completar la escala virtualizada. De esta forma se evidenció el consentimiento informado, garantizándoles el anonimato y la confidencialidad en el tratamiento de sus respuestas. Cabe precisar que la investigación fue revisada, tanto en su viabilidad y el cumplimiento en el marco de conducta responsable de los investigadores, por el comité de ética de la Facultad de Ciencias Administrativas de la Universidad Nacional Mayor de San Marcos (Perú) y la Facultad de Contabilidad y Auditoría de la Universidad Laica Eloy Alfaro de Manabí (Ecuador).

Análisis de datos

El análisis estadístico comprendió cuatro momentos importantes. El primero, consistió en evaluar las puntuaciones extremas de cada uno de los ítems, comprendidos en la asimetría y curtosis (con valores dentro del rango ± 1.5 como aceptables), las cuales proporcionaron normalidad univariada, seguidamente se evaluó la normalidad multivariada con la medida de Mardia para la curtosis (Ferrando & Anguiano-Carrasco, 2010; Hahs-Vaughn, 2016).

El segundo momento consistió dividir la muestra de 1624 evaluados en dos grupos, en el primero grupo se evaluó el análisis factorial exploratorio con 812 participantes, con la finalidad de obtener la mejor representación psicométrica (carga factorial y comunalidad más alta) de cada uno de los ítems agrupados en ocho factores y su elección de los tres mejores ítems por cada factor, para luego evaluar en un segundo grupo ($n=812$) el análisis factorial confirmatoria de 24 ítems.

El tercer momento consistió en obtener nuevamente el análisis factorial confirmatorio (AFC) en el total de la muestra ($n=1624$) con la finalidad de ratificar la estructura factorial hipotetizado por Cabanach, con la estimación recomendada de Mínimos Cuadrados Ponderados como Media y Varianza Ajustada (WLSMV, por

sus siglas en inglés), por la naturaleza de las variables categóricas y con ausencia de normalidad Multivariante (Holtmann et al., 2016). Los índices de ajuste considerados para la evaluación de la estructura del constructo se determinaron mediante la proporción del $X^2/df < 4$ como aceptables (Byrne, 2010), así como los índices de ajuste comparativo (CFI) y Tucker-Lewis (TLI) con valores mayor a .90 y los índices de ajuste SRMR y RMSEA menores a .08 como aceptables (Brown, 2015). Dentro de este proceso de evaluación de distintos modelos, fue necesario considerar al modelo bifactor con la finalidad de verificar la dimensionalidad y su posible puntuación global de la escala ECEA, caso contrario la utilización del instrumento estaría relegada a que su interpretación sea únicamente a las dimensiones y no al constructo como tal.

Posterior a estos análisis, se procedió a verificar las evidencias de invarianza de medición de la ECEA (8 factores correlacionados de 24 ítems para la versión breve) considerado el país y sexo, cuyo reporte de la evaluación de la invarianza fue incluyendo restricciones progresivas, empezando por la invarianza configuracional, luego la métrica, seguido por la fuerte y finalmente por la invarianza estricta. De este modo, para su verificación del modelo se consideró valores bajos de ΔCFI y $\Delta RMSEA$. Concretamente, la invarianza de medición es desfavorable si $\Delta CFI < .01$ y $\Delta RMSEA \geq .01$ (Chen, 2007), o si $\Delta CFI < .002$ y $\Delta RMSEA \geq .007$ (Meade et al., 2008).

Por último, se evaluó la fiabilidad del constructo con relación a sus factores a través del coeficiente alfa ordinal, omega y omega3, debido a que se evaluó el modelo bifactor (Flora, 2020), con valores aceptables mayor a .70. La diferencia entre el omega y omega3 radica que el omega está representando la fuerza de asociación entre el factor único y el ítem en términos de varianza común, por su parte el omega3 está orientado para obtener fiabilidad de modelos multidimensionales con datos ordinales y correlación policórica y se calcula utilizando la varianza muestral observada (Flora, 2020). El análisis de cada uno de los resultados se gestionó con el software de acceso libre en el entorno R (R Core Team, 2021).

Tabla 2. Adaptación de la escala ECEA al contexto peruano y ecuatoriano

Denominación de los factores	Ítems	Escala completa de 54 ítems	Ítems	Escala breve de 24 ítems
Deficiencias metodológicas del profesorado	12	10, 11, 12, 13, 14, 15, 16, 17, 18, 19, 20 y 21	3	14, 15 y 16
Sobrecarga del estudiante	10	27, 29, 31, 32, 33, 34, 36, 38, 39 y 40	3	31, 36 y 38
Creencias sobre el rendimiento académico	10	26, 28, 30, 35, 37, 41, 42, 43, 44 y 46	3	35, 37 y 41
Intervenciones en público	5	1, 2, 3*, 4 y 9*	3	1, 2 y 3
Clima social negativo	6	49, 50, 51, 52, 53 y 54	3	51, 52 y 54
Exámenes	4	5, 6, 7 y 8	3	6, 7 y 8
Carencia de valor de los contenidos	4	22, 23, 24 y 25	3	22, 23, y 24
Dificultades de participación	3	45, 47 y 48	3	45, 47 y 48
Total ítems	54		24	

Nota. * ítems retirados por tener características de aplicación en la presencialidad y no en la virtualidad

Resultados

Los valores obtenidos de la asimetría y curtosis para cada ítem de la ECEA, se encuentra en el rango establecido [-1.5, 1.5], lo que indica que existe una variación tolerable de la distribución univariada de los datos, por tanto, aporta a los supuestos de normalidad que debe cumplir para su respectiva ejecución de un análisis factorial (Gravetter & Wallnau, 2013; Pérez & Medrano, 2010). Además, se obtuvo la normalidad multivariada mediante la distancia de Mardia con valores distantes ($G^2=146.976$) de los establecido ($G^2 \leq 70$; Mardia, 1970), los cuales fueron considerados en la obtención del AFC.

En cuanto a los resultados del análisis factorial exploratorio evaluado en el primer grupo de participantes ($n=812$) resultaron ser apropiados ($KMO=.984$, Esfericidad de Bartlett [$\chi^2=48788$, $gl=1326$, $p<.001$], % de varianza acumulada= 75.54 %, $\lambda \geq .45$ y $h^2 \geq .50$) (ver Anexo 1), asimismo, los parámetros de índice ajuste del AFC en el segundo grupo ($n=812$) también resultaron ser óptimos ($\chi^2=561$, $gl=224$, $\chi^2/df=2.504$, $CFI=.983$, $TLI=.978$, $SRMR=.018$, $RMSEA=.043$). Estos resultados permiten justificar que la estructura interna del constructo se estaría verificando en ocho factores correlacionados, agrupando tres ítems por cada factor, adicional a estas recomendaciones psicométricas también fue necesario revisar la sintaxis de los ítems que estén alineados con el concepto de cada una de las dimensiones.

Una vez evaluado la pertinencia de presentar la escala en una versión breve de 24 ítems, se procedió analizar la muestra total comparando la versión completa de 52 ítems frente a 24 reactivos.

Evidencia de validez basado en la estructura interna del ECEA (versión breve de 24 ítems)

Para la evaluación de los parámetros de bondad de ajuste del modelo observado en comparación al modelo teórico, fueron necesarios evaluar tres modelos. El “primer modelo” evaluado, modelo oblicuo de ocho factores con 52 ítems, cuyos parámetros obtenidos fueron adecuados ($X^2/df=6.68$, $CFI=.935$, $TLI=.930$, $SMRM=.031$, $RMSEA=.059$).

Así mismo, se evaluó las cargas factoriales cuyos valores fueron registrados por encima de .70 para cada ítem, considerados los más apropiados ($\lambda \geq .40$; Brown, 2015). Luego se procedió a retirar los ítems que puntuaban menor carga factorial en comparación al resto de los ítems. El motivo por el cual se procedió a retirar los ítems que obedece a dos aspectos importantes: primero, la recomendación psicométrica fue una de las consideraciones tomadas, en donde se observó valores altos de modificación de índices ($MI \geq .50$) el cual indica liberar parámetros (covarianza de error) y un modelo re-especificado; sin embargo, se procedió al retiro de los ítems con la finalidad de mantener el modelo con los parámetros que indica un modelo especificado e identificado; siguiendo el concepto de un instrumento breve con propiedades psicométricas sólidas, quizá este último fue el que ha tomado mayor énfasis para retirar los ítems redundantes, entendiendo que dos de los ocho factores alberga sólo tres ítems; por consiguiente, se consideró homogenizar la cantidad de ítems por factor, reduciendo a 24 ítems, generando el “segundo modelo” (Modelo oblicuo con 24 ítems), tres ítems para cada factor (Tabla 2).

Luego se procedió a la evaluación de un “tercer modelo”, denominado modelo bifactor, cuyo objetivo consiste en evaluar la dimensionalidad y su

Tabla 3. Índice de ajuste del modelo oblicuo e invarianza de medición según variable País

		X^2	gl	p	X^2/gl	TLI	CFI	ΔCFI	RMSEA	$\Delta RMSEA$	SRMR
M1	Modelo oblicuo con 52 ítems	6730		1006	0	6.68	.935	.93	.059		.031
AFC	Modelo oblicuo con 24 ítems (versión breve)	461.6	-	224	-	2.061	.991	-	.055	-	.016
	Modelo bifactor	1154	-	228	-	5.062	.976	.971	-	.085	.037
IDM	Configural	1273	-	-	-	-	.979	-	.048	-	-
	Escalar	1289	16.01	16	.453	-	.979	.000	.047	.001	-
País	Métrica	1331	41.71	16	.000	-	.978	.001	.047	.000	-
	Residual	1478	147.2	24	.000	-	.975	.003	.049	.002	-
IDM	Configural	1601	-	-	-	-	.991	-	.056	-	-
	Escalar	1604	-	496	.000	-	.991	.000	.052	.004	-
Sexo	Métrica	1593	-	512	.000	-	.991	.000	.051	.001	-
	Residual	1600	-	528	.000	-	.991	.000	.050	.001	-

Nota. M1=Modelo 1; AFC=Análisis factorial confirmatorio; IDM=Invarianza de medición; X^2/gl =Proporción de chi-cuadrado sobre grados de libertad; TLI=Índice de Tucker-Lewis; CFI=Índice de ajuste comparativo; ΔCFI =Diferencia de CFI; RMSEA=Error cuadrático medio de aproximación; $\Delta RMSEA$ =Diferencias del Error cuadrático medio de aproximación; SRMR=Raíz cuadrada media residual estandarizada

posible puntuación global de la escala; por consiguiente, los parámetros obtenidos fueron parcialmente aceptables ($X^2/gl=5.062$, $CFI=.971$, $TLI=.976$, $SRMR=.037$, $RMSEA=.085$) debido a que los valores de los parámetros registraron no están en los rangos apropiados; además, el modelo bifactor es interpretado por otros parámetros que permiten precisar la interpretación y funcionalidad del modelo; en ese sentido, es menester evaluar con otros parámetros, como es la estimación del monto de varianza común extractada (EVC), en donde el valor estimado (EVC=.673) puntúa apropiado ($ECV \geq .60$; (Canivez, 2016; Sijtsma, 2009; Ten & Sočan, 2004), cuya interpretación alude a que la varianza común estaría siendo representado mayormente por el factor general (FG) en comparación a los factores específicos (FE).

Otro de los parámetros a considerar es el omega jerárquico (ω_H), cuyo objetivo es evaluar la varianza total que puede ser atribuida al factor general, donde el valor obtenido para esta investigación es satisfactorio ($\omega_H = .901$) debido a que el valor se encuentra en el parámetro interpretativo ($\omega_H \geq .70$), cuya interpretación evalúa de cuán bien una variable latente está representada por un conjunto de ítems, para el cual los valores tienen que superar $\geq .70$ (Zinbarg et al., 2006); por último, la obtención del coeficiente Hh jerárquico

(HhG) (Hancock, 2001; Hancock & Mueller, 2001) obtuvo valores adecuados (HhG=.964) dentro de lo establecido.

A pesar de la interpretación favorable de estos valores adicionales del modelo bifactor no es concluyente en la representación óptimo del modelo para la muestra de estudio, debido a que los parámetros a través del análisis factorial confirmatorio carece de consistencia, por lo tanto, el modelo estructural que mejor estaría representando al constructo corresponde al modelo oblicuo de ocho factores (ver Tabla 3 y Figura 1) con 24 ítems para la versión breve.

Con respecto a los parámetros adicionales a los índices de ajuste, pues las correlaciones entre factores registraron valores aceptables ($.20 < \rho < .90$), del mismo modo las magnitudes de las cargas factoriales fueron óptimas ($\lambda > .85$; [$\lambda \geq .40$]) (Brown, 2015) (ver Tabla 3 y Figura 1).

La invarianza de medición según país y sexo, se evaluó empezando por la invarianza configuracional, de esta manera se dio inicio a las restricciones (Putnick & Bornstein, 2016), en donde presentó valores de índice de ajuste permitido ($CFI > .95$ y $RMSEA < .05$); posteriormente se analizó la invarianza escalar (Wu & Estabrook, 2016), cumpliendo los umbrales de aceptación de equivalencia factorial ($\Delta CFI \leq .001$ y

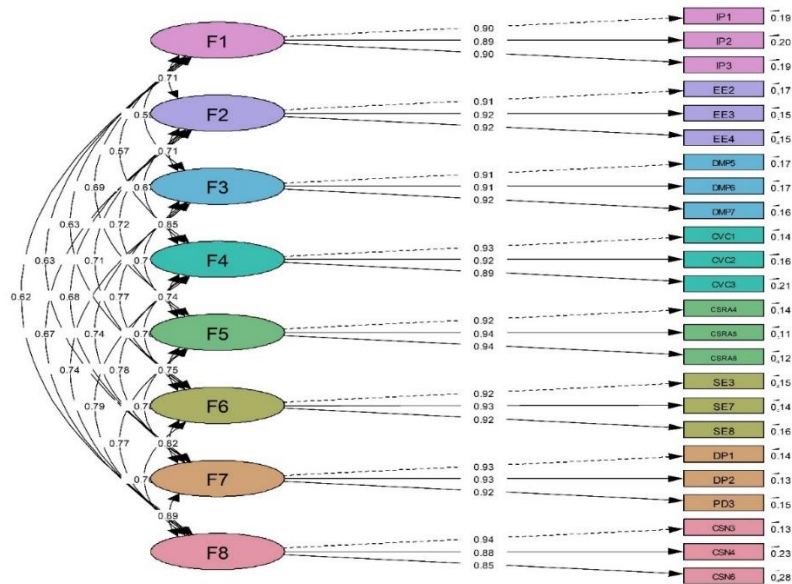


Figura 1. Modelo factorial oblicuo de ocho factores

Nota. Modelo breve de 24 ítems del ECEA

Tabla 4. Coeficiente de fiabilidad y correlación entre factores

	Alfa (α)	Alfa ordinal	Omega (Ω)	Omega3	F1	F2	F3	F4	F5	F6	F7	F8
F1	.97	.924	.892	.894	-							
F2	.921	.94	.916	.92	.71	-						
F3	.916	.936	.913	.915	.59	.71	-					
F4	.91	.931	.911	.918	.57	.68	.85	-				
F5	.935	.952	.931	.935	.69	.72	.71	.75	-			
F6	.925	.944	.921	.922	.63	.71	.77	.76	.75	-		
F7	.928	.945	.925	.932	.63	.68	.74	.78	.78	.82	-	
F8	.893	.917	.888	.888	.62	.67	.74	.79	.77	.76	.89	-

Nota. F1-F8: factores de la escala ECEA

Tabla 5. Diferencia de niveles estrés académico entre varones y mujeres

	t	gl	p	ΔM	ΔDE	95% CI for Mean Difference		Cohen's d
						inferior	superior	
TOTAL	2.612	1496.369	.009	3.135	1.2	.781	5.49	.131

Nota. Prueba t de Welch

ΔRMSEA≤.001). Luego se procedió con la evaluación de la invarianza métrica debido al cumplimiento de los parámetros respectivos (ΔCFI≤.01 y ΔRMSEA ≤ .015) y presentando valores de diferencia mínima (ΔCFI≤.001 y ΔRMSEA=.000) (Chen, 2007). Finalmente se valoró la invarianza estricta (residuos), cuya comparación con el modelo anterior describe diferencia mínima, verificándose favorablemente la equidad residual con parámetros dentro del umbral de aceptación ΔCFI≤.001 y ΔRMSEA≤.001 (Putnick & Bornstein, 2016). En suma, la evaluación en las diferentes etapas de análisis de invarianza de medición ha favorecido a la equivalencia de ambos grupos, según país y sexo (ver Tabla 3).

Por otro lado, la estimación de la confiabilidad de la escala se ha obtenido a través del coeficiente alfa, alfa ordinal y omega; cuyos valores se encuentran ≥.70 (Tabla 4), las cuales son consideradas adecuadas (Hunsley & Marsh, 2018; Ponterotto & Ruckdeschel, 2007).

Por último, en cuanto a la diferencia de los niveles de estrés académico considerando la variable sexo, se observó que sí existe diferencia estadísticamente significativa (t=2.612; p<.009; d=.131), la media de las mujeres resultó ser mayor en relación a los varones (M_{mujer}=68.74, DE_{mujer}=24.23 y M_{varon}=65.60, DE_{varon}=23.64) (ver Tabla 5).

Discusión

El objetivo de esta investigación consistió en evaluar la estructura interna e invarianza multicultural (país y sexo), así como también contrastar la diferencia de los niveles de estrés académico en estudiantes universitarios de Perú y Ecuador con el instrumento ECEA propuesta por Cabanach et al. (2008). Ante los resultados obtenidos y teniendo como base la teoría de Lazarus & Folkman (1986), quienes resaltan el rol de los factores psicológicos (en especial los cognitivos) que median entre las situaciones estresantes y las respuestas que tenemos frente al estrés, asignando a la persona un rol activo en el origen del estrés, se afirma que el estrés percibido por los estudiantes depende de la evaluación, valoración y estrategias de afrontamiento que hacen uso frente a una situación, por ejemplo: en un salón de clases el profesor decide tomar un control de lectura, cada alumno hará una evaluación cognitiva de la situación a resolver, algunos leerán las preguntas y empezarán a resolver, otros protestarán por la forma como están siendo evaluados, unos grupos tendrán reacciones fisiológicas ante la situación como sudoración palmar, enrojecimientos del rostro, etc.; cada estudiante reacciona de manera distinta, dependiendo de cómo ha valorado la situación, si la considera desbordante y de difícil afrontamiento, utilizará una serie de estrategias de afrontamiento en busca de equilibrio emocional. En el ejemplo el contexto es similar, sin embargo, las respuestas de cada persona varían en la forma de cómo perciben la actividad.

Los resultados de la evaluación del AFC muestran que la solución de ocho factores de la ECEA con 24 ítems (Modelo oblicuo con 24 ítems, tres ítems por cada factor) es la más parsimoniosa en comparación a la escala completa que contiene 54 ítems propuesto por Cabanach et al. (2008). El proceso de retirar ítems fue considerado como una alternativa para obtener un instrumento breve que tenga las cualidades y características psicométricas, con similar robustez que la escala completa; en consecuencia, se procedió a retirar 28 ítems que presentaron cargas factoriales con menor magnitud en comparación de los ítems restantes. Cabe resaltar que el criterio para retirar ítems no se basó únicamente en la carga factorial, sino también

en la recomendación psicométrica, dado que las modificaciones de índices fueron altas ($MI > 50$), describiendo como redundancia de los ítems. Por ende, la escala breve de la ECEA cumple con los criterios psicométricos de adaptación para el contexto peruano y ecuatoriano, así como también el fortalecimiento de la configuración de la teoría de estresores académicos argumentado en ocho factores.

En cuanto a la evaluación de la invarianza multicultural de la ECEA, los datos encontrados señalan que la invarianza factorial es estricta, es decir, la colocación de tres restricciones genera cambios que son tolerables dentro de los lineamientos esperados (Asparouhov & Muthén, 2014; Cheung & Rensvold, 2002; Pendergast et al., 2017), que permiten concluir, la solución factorial es invariante a los cambios propios de los grupos (país y sexo) en el contexto de la multiculturalidad.

Estos hallazgos, evidencian invarianza factorial de la ECEA en estudiantes universitarios de Perú y Ecuador, por ende, la cultura de cada nación no incide significativamente en la configuración factorial de la ECEA. Este es un hallazgo significativo, pues se trata del primer estudio que revela la equivalencia de medida en población latinoamericana y es pionero en el desarrollo de lineamientos más rigurosos para estudios comparativos multiculturales. No obstante, es importante replicar estos hallazgos en otros contextos a fin de consolidarlos.

En cuanto a la confiabilidad, se ha obtenido las estimaciones mediante el método de consistencia interna a través del coeficiente alfa, alfa ordinal, omega y omega3. Los resultados son aceptables, lo que estaría asegurando la estabilidad en las inferencias obtenidas de las puntuaciones observadas, permitiendo su uso en diversos procedimientos, como en la elaboración de datos normativos (Livingston, 1972) y estudios longitudinales (método test-retest) (Green, 2003).

Las implicaciones prácticas de esta investigación, conducen al uso de la ECEA resumida en estudios comparativos, dado que ayuda a tener mayor precisión, reduciendo errores y sesgos de medida (Asparouhov & Muthén, 2014; Meredith, 1993).

Como en toda investigación científica y en especial en estudios instrumentales se ha identificado algunas limitaciones, como el acceso a

la muestra de aquellos participantes que decidieron responder la encuesta de manera voluntaria, que podría estar afectando la validez externa del estudio, debido a que en una investigación de enfoque cuantitativa el objetivo mayor es la generalización (Ato et al., 2013), en consecuencia, se debe ampliar el tamaño muestral, de preferencia sea aleatorizada. Sin embargo, el aporte de esta investigación radica en una escala breve de 24 ítems, distribuidos de manera homogénea en sus ocho factores, además de verificar la equidad en el contexto de la multiculturalidad del constructo, pues, el instrumento se puede usar obteniendo las puntuaciones por cada factor.

Información complementaria

Para visualizar la data utilizada y las versiones de los instrumentos generados a partir de la presente investigación puede ingresar aquí: <https://doi.org/10.17605/OSF.IO/DSE7T>

Referencias

- American Educational Research Association, American Psychological Association, & National Council on Measurement in Education. (2018). Estándares para Pruebas Educativas y Psicológicas. In M. Lieve & Trans (Eds.), *Estándares para Pruebas Educativas y Psicológicas*. American Educational Research Association. <https://doi.org/10.2307/j.ctvr43hg2>
- Asparouhov, T., & Muthén, B. (2014). Multiple-group factor analysis alignment. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 21(4), 495-508. <https://doi.org/10.1080/10705511.2014.919210>
- Atlam, E.-S., Ewis, A., El-Raouf, M. M. A., Ghoneim, O., & Gad, I. (2022). A new approach in identifying the psychological impact of COVID-19 on university student's academic performance. *Alexandria Engineering Journal*, 61(7), 5223-5233. <https://doi.org/10.1016/j.aej.2021.10.046>
- Ato, M., López-García, J. J., & Benavente, A. (2013). Un sistema de clasificación de los diseños de investigación en psicología. *Anales de Psicología*, 29(3), 1038-1059. <https://doi.org/10.6018/analesps.29.3.178511>
- Barraza, A. (2007, February 26). Propiedades psicométricas del Inventario SISCO del estrés académico. *Revista Psicología Científica.Com*, 9(10). <https://www.psicologiacientifica.com/sisco-propiedades-psicometricas/>
- Brown, T. A. (2015). *Confirmatory Factor Analysis for Applied Research* (2nd ed.). The Guilford Press.
- Byrne, B. M. (2010). *Structural Equation Modeling with AMOS: Basic Concepts, Applications, and Programming* (2nd ed.). Routledge. <https://doi.org/10.1080/10705511.2014.935842>
- Byrne, B. M., & van de Vijver, F. J. R. (2010). Testing for measurement and structural equivalence in large-scale cross-cultural studies: Addressing the issue of nonequivalence. *International Journal of Testing*, 10(2), 107-132. <https://doi.org/10.1080/15305051003637306>
- Cabanach, R., Fernández-Cervantes, R., González, L., & Freire, C. (2010). Estresores académicos percibidos por estudiantes universitarios de ciencias de la salud. *Fisioterapia*, 32(4), 151-158. <https://doi.org/10.1016/j.ft.2010.01.005>
- Cabanach, R., Fernández, R., & González, L. (2014). El estrés académico en estudiantes de ciencias de la salud. *Fisioterapia*, 36(3), 101-102. <https://doi.org/10.1016/j.ft.2014.03.002>
- Cabanach, R., Souto-Gestal, A., & Fernández, R. (2017). Perfiles de regulación emocional y estrés académico en estudiantes de fisioterapia. *European Journal of Education and Psychology*, 10(2), 57-67. <https://doi.org/10.1016/j.ejeps.2017.07.002>
- Cabanach, R., Souto-Gestal, A., & Franco, V. (2016). Escala de Estresores Académicos para la evaluación de los estresores académicos en estudiantes universitarios. *Revista Iberoamericana de Psicología y Salud*, 7(2), 41-50. <https://doi.org/10.1016/j.rips.2016.05.001>
- Cabanach, R., Valle, A., Rodríguez, S., & Piñeiro, I. (2008, April). Variables explicativas del estrés en estudiantes universitarios: Construcción de una escala de medida. *Comunicación V Congreso Internacional de Psicología y Educación: Los Retos Del Futuro*.
- Cabanach, R., Valle, A., Rodríguez, S., Piñeiro, I., & Freire, C. (2010). Escala de afrontamiento

- del estrés académico. *Revista Iberoamericana de Psicología y Salud*, 1(1), 51-64.
- Canivez, G. L. (2016). Bifactor Modeling in Construct validation of multifaceted tests: Implications for understanding multidimensional constructs and test interpretation. In *Principles and methods of test construction: Standards and recent advancements* (1st ed., pp. 247-271). Hogrefe.
- Caycho, T. (2017). Importancia del análisis de invarianza factorial en estudios comparativos en Ciencias de la Salud. *Revista Cubana de Educación Médica Superior*, 31(2), 5-7.
- Chen, F. F. (2007). Sensitivity of goodness of fit indexes to lack of measurement invariance. *Structural equation modeling: A Multidisciplinary Journal*, 14(3), 464-504. <https://doi.org/10.1080/10705510701301834>
- Cheung, G. W., & Rensvold, R. B. (2002). Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 9(2), 233-255. https://doi.org/10.1207/S15328007SEM0902_5
- Clabaugh, A., Duque, J. F., & Fields, L. J. (2021). Academic stress and emotional well-being in United States College students following onset of the COVID-19 pandemic. *Frontiers in Psychology*, 12, 628787. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2021.628787>
- Dámaso-Flores, J., & Serpa-Barrientos, A. (2022). Modelo explicativo del rendimiento académico asociado a estilos de crianza, agresión y resentimiento en adolescentes Peruanos. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación – e Avaliação Psicológica*, 62(1), 5-15. <https://doi.org/10.21865/RIDEP62.1.01>
- Delgado-Gallegos, J. L., Padilla-Rivas, G. R., Zuñiga-Violante, E., Avilés-Rodríguez, G., Arellanos-Soto, D., Villareal, H. F., Cosío-León, M. de los Á., Romo-Cardenas, G. S., & Islas, J. F. (2021). Teaching anxiety, stress and resilience during the COVID-19 pandemic: Evaluating the vulnerability of academic professionals in Mexico through the adapted COVID-19 Stress Scales. *Frontiers in Public Health*, 9, 669057. <https://doi.org/10.3389/fpubh.2021.669057>
- Eliot, N. (2015). Validation: The pursuit. *College Composition and Communication*, 66(4), 668-687. <https://www.jstor.org/stable/43491905>
- Fernández de Castro, J., & Luévano, E. (2018). Influencia del estrés académico sobre el rendimiento escolar en educación media superior. *Revista Panamericana de Pedagogía*, 26, 97-117. <https://doi.org/10.21555/rpp.v0i26.1926>
- Ferrando, P., & Anguiano-Carrasco, C. (2010). El análisis factorial como técnica de investigación en psicología. *Papeles del Psicólogo*, 31(1), 18-33. <https://www.redalyc.org/pdf/778/77812441003.pdf>
- Finkelstein, C., Ordway, A., & Johnson, K. L. (2021). Faculty wellness in academic medicine: Addressing stressors in the workplace. *Work*, 69(3), 1075-1081. <https://doi.org/10.3233/WOR-213537>
- Flora, D. B. (2020). Your coefficient Alpha is probably wrong, but which coefficient Omega is right? A tutorial on using R to obtain better reliability estimates. *Advances in Methods and Practices in Psychological Science*, 3(4), 484-501. <https://doi.org/10.1177/2515245920951747>
- García, F. E., Andrades, M., & Salinas, P. (2021). Construcción y validación de la Escala de Ansiedad ante el desconfiamiento en personas expuestas a la pandemia de COVID-19. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación – e Avaliação Psicológica*, 60(3), 145-156. <https://doi.org/10.21865/RIDEP60.3.12>
- Gravetter, F. J., & Wallnau, L. B. (2013). Introduction to statistics. In J. Hague, T. Matray, T. Williams, & L. Sarkisian (Eds.), *Statistics for the behavioral sciences* (pp. 3-36). Cengage Learning.
- Green, S. B. (2003). A coefficient alpha for test-retest data. *Psychological Methods*, 8(1), 88-101. <https://doi.org/10.1037/1082-989X.8.1.88>
- Hahs-Vaughn, D. L. (2016). *Applied multivariate statistical concepts* (1st ed.). Routledge. <https://doi.org/10.4324/9781315816685>
- Hancock, G. R. (2001). Effect size, power, and sample size determination for structured means modeling and mimic approaches to between-groups hypothesis testing of means on a single latent construct. *Psychometrika*, 66(3), 373-

388. <https://doi.org/10.1007/BF02294440>
- Hancock, G. R., & Mueller, R. O. (2001). Rethinking construct reliability within latent variable systems. In *Structural equation modeling: Present und future. A festschrift in honor of Karl Joreskog* (pp. 195-216). Scientific Software International.
- Hernández, J. M., Polo, A., & Pozo, C. (1996). *Inventario de Estrés Académico*. Servicio de Publicaciones de la Universidad Autónoma de Madrid.
- Holtmann, J., Koch, T., Lochner, K., & Eid, M. (2016). A comparison of ML, WLSMV, and bayesian methods for multilevel structural equation models in small samples: A simulation study. *Multivariate Behavioral Research, 51*(5), 661-680. <https://doi.org/10.1080/00273171.2016.1208074>
- Hosseinkhani, Z., Hassanabadi, H.-R., Parsaeian, M., Karimi, M., & Nedjat, S. (2020). Academic stress and adolescents mental health: A Multilevel Structural Equation Modeling (MSEM) study in Northwest of Iran. *Journal of Research in Health Sciences, 20*(4), e00496–e00496. <https://doi.org/10.34172/jrhs.2020.30>
- Hosseinkhani, Z., Hassanabadi, H. R., Parsaeian, M., Osooli, M., Assari, S., & Nedjat, S. (2021). Sources of academic stress among Iranian adolescents: A multilevel study from Qazvin City, Iran. *Egyptian Pediatric Association Gazette, 69*(1), 6. <https://doi.org/10.1186/s43054-021-00054-2>
- Hunsley, J., & Marsh, E. J. (2018). Developing criteria for evidence-based assessment: An introduction to assessment that work. In J. Hunsley & E. J. Marsh (Eds.), *A guide to assessments that work* (2nd ed., pp. 1-16). Oxford University Press.
- Lazarus, R. S., & Folkman, S. (1986). *Estrés y procesos cognitivos*. Editorial Martínez Roca.
- Livingston, S. A. (1972). Criterion-referenced applications of classical test theory 1,2. *Journal of Educational Measurement, 9*(1), 13-26. <https://doi.org/10.1111/j.1745-3984.1972.tb00756.x>
- Mahapatra, A., & Sharma, P. (2021). Education in times of COVID-19 pandemic: Academic stress and its psychosocial impact on children and adolescents in India. *International Journal of Social Psychiatry, 67*(4), 397-399. <https://doi.org/10.1177/0020764020961801>
- Malo, D. A., Cáceres, G. S., & Peña, G. H. (2010). Validación del inventario SISCO del estrés académico y análisis comparativo en adultos jóvenes de la Universidad Industrial de Santander y la Universidad Pontificia Bolivariana, Seccional Bucaramanga, Colombia. *Revista Electrónica Praxis Investigativa ReDIE, 2*(3), 26-42. <https://dialnet.unirioja.es/servlet/articulo?codigo=6534519>
- Manrique-Millones, D., Millones-Rivalles, R., & Manrique-Pino, O. (2019). The SISCO Inventory of Academic Stress: Examination of its psychometric properties in a Peruvian sample. *Ansiedad y Estrés, 25*(1), 28-34. <https://doi.org/10.1016/j.anyes.2019.03.001>
- Mardia, K. V. (1970). Measures of multivariate skewness and kurtosis with applications. *Biometrika, 57*(3), 519-530. <https://doi.org/10.2307/2334770>
- Marquina, R. J. (2020). Autopercepción del estrés en aislamiento social en tiempos de covid-19. *Revista ConCiencia EPG, 5*(1), 85-99. <https://doi.org/10.32654/CONCIENCIAEPG.5-1.6>
- Meade, A. W., Johnson, E. C., & Braddy, P. W. (2008). Power and sensitivity of alternative fit indices in tests of measurement invariance. *Journal of Applied Psychology, 93*(3), 568-592. <https://doi.org/10.1037/0021-9010.93.3.568>
- Meredith, J. (1993). Theory building through conceptual methods. *International Journal of Operations & Production Management, 13*(5), 3-11. <https://doi.org/10.1108/01443579310028120>
- Muñoz, F. J. (2004). *El estrés académico: Problemas y soluciones desde una perspectiva psicosocial*. Universidad de Huelva.
- Noman, M., Kaur, A., & Nafees, N. (2021). Covid-19 fallout: Interplay between stressors and support on academic functioning of Malaysian university students. *Children and Youth Services Review, 125*, 106001. <https://doi.org/10.1016/j.childyouth.2021.106001>

- Pendergast, L. L., von der Embse, N., Kilgus, S. P., & Eklund, K. R. (2017). Measurement equivalence: A non-technical primer on categorical multi-group confirmatory factor analysis in school psychology. *Journal of School Psychology, 60*, 65-82. <https://doi.org/10.1016/j.jsp.2016.11.002>
- Pérez, E. R., & Medrano, L. (2010). Análisis factorial exploratorio: Bases conceptuales y metodológicas. *Revista Argentina de Ciencias del Comportamiento, 2*(1), 58-66.
- Ponterotto, J. G., & Ruckdeschel, D. E. (2007). An overview of coefficient Alpha and a reliability matrix for estimating adequacy of internal consistency coefficients with psychological research measures. *Perceptual and Motor Skills, 105*(3), 997-1014. <https://doi.org/10.2466/pms.105.3.997-1014>
- Putnick, D. L., & Bornstein, M. H. (2016). Measurement invariance conventions and reporting: The state of the art and future directions for psychological research. *Developmental Review, 41*, 71-90. <https://doi.org/10.1016/j.dr.2016.06.004>
- R Core Team. (2021). *R: A language and environment for statistical computing*. R Foundation for statistical computing. www.R-project.org/
- Ravizza, S. M., Uitvlugt, M. G., & Fenn, K. M. (2017). Logged in and zoned out. *Psychological Science, 28*(2), 171-180. <https://doi.org/10.1177/0956797616677314>
- Rodríguez, R. M., Medak, A. J., Baumann, B. M., Lim, S., Chinnock, B., Frazier, R., & Cooper, R. J. (2020). Academic emergency medicine physicians' anxiety levels, stressors, and potential stress mitigation measures during the acceleration phase of the COVID-19 pandemic. *Academic Emergency Medicine, 27*(8), 700-707. <https://doi.org/10.1111/acem.14065>
- Rueda-García, D. E., Borja-Cevallos, L. T., & Carvajal-Andrade, L. de J. (2021). Relación entre estrés y rendimiento académico de estudiantes de enfermería de una universidad ecuatoriana. *Revista Científica Digital INSPILIP, 5*(1), 1-15. <https://www.inspilip.gob.ec/index.php/inspi/articloe/view/4>
- Santamaría, M. D., Mondragon, N. I., Santxo, N. B., & Ozamiz-Etxebarria, N. (2021). Teacher stress, anxiety and depression at the beginning of the academic year during the COVID-19 pandemic. *Global Mental Health, 8*, e14. <https://doi.org/10.1017/gmh.2021.14>
- Serpa-Barrientos, A., Tito-Huamaní, P. L., Geraldo, L. A., & Soria, J. J. (2022). Evidencias psicométricas de la escala de estresores académicos en universitarios peruanos en contexto del COVID-19. *Publicaciones, 52*(1), 251-275. <https://doi.org/10.30827/publicaciones.v52i1.22091>
- Sijtsma, K. (2009). On the use, the misuse, and the very limited usefulness of Cronbach's alpha. *Psychometrika, 74*(1), 107-120. <https://doi.org/10.1007/s11336-008-9101-0>
- Souto-Gestal, A., Cabanach, R., & Franco, V. (2019). Sintomatología depresiva y percepción de estresores académicos en estudiantes de Fisioterapia. *European Journal of Education and Psychology, 12*(2), 165-174. <https://doi.org/10.30552/ejep.v12i2.281>
- Souto-Gestal, A. J. (2013). *Regulación emocional y estrés académico en estudiantes de fisioterapia* [Universidad Da Coruña]. <https://ruc.udc.es/dspace/handle/2183/11719>
- Taneja, A., Fiore, V., & Fischer, B. (2015). Cyber-slacking in the classroom: Potential for digital distraction in the new age. *Computers & Education, 82*, 141-151. <https://doi.org/10.1016/j.compedu.2014.11.009>
- Ten, J. M. F., & Sočan, G. (2004). The greatest lower bound to the reliability of a test and the hypothesis of unidimensionality. *Psychometrika, 69*(4), 613-625. <https://doi.org/10.1007/BF02289858>
- Weber, J., Skodda, S., Muth, T., Angerer, P., & Loerbroks, A. (2019). Stressors and resources related to academic studies and improvements suggested by medical students: A qualitative study. *BMC Medical Education, 19*(1), 1-14. <https://doi.org/10.1186/s12909-019-1747-z>
- Wu, H., & Estabrook, R. (2016). Identification of confirmatory factor analysis models of different levels of invariance for ordered categorical outcomes. *Psychometrika, 81*(4), 1014-1045. <https://doi.org/10.1007/s11336-016-9506-0>
- Zhou, B., Li, Y., Tang, Y., & Cao, W. (2021). An

experience-sampling study on academic stressors and cyberloafing in college students: The moderating role of trait self-control. *Frontiers in Psychology*, 12(May), 1-10. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2021.514252>

Zinbarg, R. E., Yovel, I., Revelle, W., & McDonald, R. P. (2006). Estimating generalizability to a latent variable common to all of a scale's indicators: A comparison of estimators for ω^2 . *Applied Psychological Measurement*, 30(2), 121-144. <https://doi.org/10.1177/0146621605278814>

Anexo 1*Análisis factorial exploratorio (n=812)*

	Factor								h ²
	F1	F2	F3	F4	F5	F6	F7	F8	
DMP7	.832*								.806
DMP5	.720*								.753
DMP6	.709*								.786
DMP11	.709								.774
DMP4	.695								.751
DMP2	.675								.672
DMP3	.666								.734
DMP10	.655								.774
DMP12	.642								.784
DMP9	.627								.765
DMP1	.446								.643
DMP8	.439								.685
SE3		.846*							.808
SE8		.835*							.811
SE7		.830*							.789
SE8		.801							.794
SE4		.768							.775
SE10		.723							.801
SE2		.670							.735
SE9		.606							.702
SE5		.549							.745
SE1		.460							.699
CSRA5			.799*						.808
CSRA4			.790*						.805
CSRA6			.782*						.811
CSRA4			.728						.763
CSRA8			.679						.794
CSRA9			.669						.796
CSRA3			.577						.729
CSRA10			.576						.759
CSRA1			.445						.710
CSRA2			.401						.687
EE4				.860*					.828
EE3				.838*					.806
EE2				.733*					.787
EE1				.537					.673
IP2					.927*				.834
IP1					.798*				.735
IP3					.758*				.733
CSN4						.587*			.736
CSN6						.545*			.716
CSN3						.532*			.752
CSN3						.531			.784
CSN5						.433			.646
CSN2						.427			.710
CVC2							.677*		.791
CVC3							.654*		.731
CVC1							.497*		.665
CVC4							.495		.756
DP2								.573*	.842
DP1								.482*	.759
PD3								.455*	.754
% of Variance	15.316	14.904	13.459	7.757	6.974	6.13	6.208	4.795	
Cumulative %	75.54								
F1	—	.690	.598	.600	.488	.333	.681	.415	
F2		—	.654	.596	.568	.444	.564	.537	
F3			—	.624	.645	.441	.532	.504	
F4				—	.624	.374	.465	.426	
F5					—	.421	.405	.390	
F6						—	.395	.482	
F7							—	.363	
F8								—	
Bartlett's Test of Sphericity	χ^2	df	p						
	48788	1326	<.001						
KMO	.9842								

Nota. Se utilizó el método de extracción "mínimo residual" en combinación con una rotación "oblimin", *Ítems más representativos seleccionados para la versión breve