

Evidencias psicométricas de la escala de estresores académicos en universitarios peruanos en contexto del COVID-19

Psychometric evidence of the academic stressors scale in Peruvian university students in the context of COVID-19

在 COVID-19 的背景下秘鲁大学生学业压力量表的心理测量学证据

Психометрические данные шкалы академических стресс-факторов у студентов перуанских университетов в контексте COVID-19

Pedro Leonardo Tito-Huamaní

Universidad Nacional Mayor de San Marcos
ptitoh@unmsm.edu.pe
<https://orcid.org/0000-0002-2989-9203>

Luis Alberto Geraldo Campos

Universidad Peruana Unión
luis.geraldo@upeu.edu.pe
<https://orcid.org/0000-0002-8366-689X>

Juan Jesús Soria Quijaite

Universidad Peruana Unión
jesussoria@upeu.edu.pe
<https://orcid.org/0000-0002-4415-8622>

Antonio Serpa-Barrientos

Universidad Nacional Mayor de San Marcos
aserpab@unmsm.edu.pe
<https://orcid.org/0000-0002-7997-2464>

Fechas · Dates

Recibido: 2022/04/15
Aceptado: 2022/06/20
Publicado: 2022/10/03

Cómo citar este trabajo · How to Cite this Paper

Tito-Huamaní, P. L., Geraldo, L. A., Soria, J. J., & Serpa-Barrientos, A. (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>

Resumen

Introducción: La COVID-19 ha generado una serie de problemáticas como la del sector educación que permitió utilizar plataformas digitales para no perder el año escolar, esto ha producido en docentes y estudiantes el desafío de adaptarse a una nueva realidad de enseñanza y aprendizaje, por lo tanto, amerita adaptar instrumentos que evalúen el estrés académico producido. El objetivo fue evaluar las propiedades psicométricas de la escala estresores académicos (ECEA) en el contexto de la COVID-19.

Método: La muestra estuvo conformada en el primer estudio de 300 participantes y en el segundo estudio se logró evaluar a 566 estudiantes de universidades públicas y privadas con edades entre los 18 y 30 años. En el primer estudio se verificó la estructura interna del constructo a través del análisis factorial exploratorio, en tanto, en el segundo estudio se verificó mediante el análisis factorial confirmatorio.

Resultados: Los resultados del primer estudio indicaron una estructura factorial equivalente a la conceptualización teórica, no obstante, la recomendación empírica consistió en retirar algunos ítems, debido a que su factorización fue compleja. Con respecto al segundo estudio, se obtuvieron cuatro modelos, del cual el modelo oblicuo de siete factores es el más significativo ($\chi^2=2393.181$; $gl=608$; $\chi^2/gl= .121$; $CFI= .999$; $TLI= .999$; $SRMR= .022$; $RMSEA= .020$). Asimismo, la fiabilidad de la escala y de las puntuaciones estuvieron valores significativos.

Conclusiones: Finalmente el ECEA es un instrumento que cuenta con adecuadas propiedades psicométricas, es apto para fines de investigación y descripción de grupos universitarios peruanos bajo el contexto producido por la COVID-19.

Palabras clave: validez, confiabilidad, estresores académicos, universitarios.

Abstract

Introduction: The COVID-19 has generated a series of problems such as that of the education sector that allowed the use of digital platforms in order not to lose the school year, this has produced in teachers and students the challenge of adapting to a new reality of teaching and learning, therefore, it is worth adapting instruments that assess the academic stress produced. The objective was to evaluate the psychometric properties of the academic stressors scale (ECEA) in the context of COVID-19.

Method: The sample consisted of 300 participants in the first study and 566 students from public and private universities between 18 and 30 years of age ($M_{age}=21.34$; $SD_{age}=2.926$) in the second study. In the first study, the internal structure of the construct was verified through exploratory factor analysis, while in the second study it was verified through confirmatory factor analysis.

Results: The results of the first study indicated a factorial structure equivalent to the theoretical conceptualization; however, the empirical recommendation consisted of removing some items because their factorization was complex. With respect to the second study, four models were obtained, of which the seven-factor oblique model is the most significant ($\chi^2=2393.181$; $gl=608$; $\chi^2/gl= .121$; $CFI= .999$; $TLI= .999$; $SRMR= .022$; $RMSEA= .020$). Likewise, the reliability of the scale and the scores were significant.

Conclusions: Finally, the ECEA is an instrument that has adequate psychometric properties and is suitable for research purposes and for describing Peruvian university groups in the context produced by COVID-19.

Keywords: validity, reliability, academic stressors, university students.

概要

引言: COVID-19 已经产生了一系列问题,例如教育部门允许使用数字平台以免错过学年,这给教师和学生带来了适应新现实的挑战教学和学习,因此,我们认为应该调整评估学术压力的工具。研究目的是在 COVID-19 的背景下评估学术压力量表 (ECEA) 的心理测量特性。

研究方法:样本由第一项研究中的 300 名参与者组成,在第二项研究中,接受评估者来自公立和私立大学的 566 名年龄在 18 至 30 岁之间的学生($M_{age}=21.34;SD_{age}=2.926$)。第一项研究通过探索性因素分析验证了建构的内部结构,而在第二项研究中通过验证性因素分析对其进行了验证。

结果:第一项研究的结果表明因子结构与理论概念化等效,但是,经验建议是删除一些项目,因为它们的因子分解很复杂。关于第二项研究,获得了四个模型,其中七个因素的倾斜模型最显着 ($\chi^2=2393.181$; $gl=608$; $\chi^2/gl= .121$; CFI= .999; TLI= .999; SRMR= .022; RMSEA= .020)。同样,量表和分数的可靠性也很重要。

结论:最后, ECEA 是一种具有足够心理测量特性的工具,适用于 COVID-19 背景下的对秘鲁大学群体的研究和描述。

关键词:效度、信度、学业压力源、大学生。

Резюме

Введение: COVID-19 породил ряд проблемных вопросов в секторе образования, которые позволили использовать цифровые платформы, чтобы не потерять учебный год. Это поставило учителей и студентов перед необходимостью адаптироваться к новой реальности преподавания и обучения, поэтому стоит адаптировать инструменты, оценивающие академический стресс. Целью исследования было оценить психометрические свойства шкалы академических стресс факторов (ECEA) в контексте COVID-19.

Метод: Выборка состояла из 300 участников в первом исследовании и 566 студентов государственных и частных университетов в возрасте от 18 до 30 лет ($M=21.34;SD=2.926$) во втором исследовании. В первом исследовании внутренняя структура конструкта была проверена с помощью эксплоративного факторного анализа, а во втором - с помощью подтверждающего факторного анализа.

Результаты: Результаты первого исследования показали факторную структуру, эквивалентную теоретической; однако эмпирическая рекомендация заключалась в удалении некоторых элементов шкалы, поскольку их факторизация была сложной. Что касается второго исследования, было получено четыре модели, из которых семифакторная косая модель является наиболее значимой ($\chi^2=2393,181$; $gl=608$; $\chi^2/gl= .121$; CFI= .999; TLI= .999; SRMR= .022; RMSEA= .020). Кроме того, надежность шкалы и переменных были значительными величинами.

Выводы: В заключение, ECEA - это инструмент с адекватными психометрическими свойствами, он подходит для исследовательских целей и описания перуанских университетских групп в контексте COVID-19.

Ключевые слова: валидность, надежность, академические стрессоры, студенты университета.

Introducción

El proceso de formación educativa en el mundo se ha visto trastocada, por los efectos de la COVID-19 (Murillo & Duk, 2020). En ese contexto, para no perder su continuidad, muchos países se vieron obligados a implementar sobre la marcha, una educación de enseñanza virtual (Marquina, 2020). Así, prácticamente todos los gobiernos comenzaron a generar políticas, sistemas y modelos de enseñanza síncrona y asíncrona (Brítez, 2020; El Peruano, 2020), creando nuevas alternativas para adquirir los conocimientos (Gutiérrez-Rubi, 2020). Así, todos los centros de enseñanza, y en particular las universidades tuvieron que modificar sus modelos pedagógicos, para continuar con su misión de formar profesionales, a través de diversas plataformas digitales, metodologías de aprendizaje virtual colaborativas, propiciando clases interactivas y dinámicas, que permitan mantener la atención de sus estudiantes.

Las universidades continúan formando, en tanto, sus estudiantes siguen aprendiendo, a pesar de que tales cambios afecten más a unos que otros (Marquina, 2020; Murillo & Duk, 2020). La educación virtual es todo un desafío para docentes y estudiantes, porque ambos deben adaptarse a un nuevo entorno de aprendizaje, con el uso intensivo de las tecnologías de información y comunicaciones (TICs). Si anterior a la pandemia (COVID 19), investigar sobre el estrés, era una preocupación concurrente para muchos investigadores (Alania et al., 2020; Karnes, 2020; Marquina, 2020; Murillo & Duk, 2020; Ozamiz-Etxebarria et al., 2020); ahora, en el contexto de la pandemia investigar las consecuencias del estrés, se torna en una imperiosa necesidad, porque afectan al ámbito laboral, familiar, académico, entre otros.

El estrés académico, se ha convertido en una línea de trabajo significativo para la psiquiatría, dentro del campo de la medicina humana, así como la psicología clínica e incluso organizacional (Moussavi et al., 2007; Tanaka et al., 2011). En el presente siglo y en el contexto actual, el estrés al igual que la ansiedad y la depresión, de acuerdo con la Organización Mundial de Salud (OMS), son enfermedades de mayor impacto en el devenir de la humanidad, los cuales exigen de la academia respuestas concretas y contundentes (Lozano-Vargas, 2020; OMS, 2013).

El estrés, un término de uso frecuente en la actualidad, describe los desajustes emocionales que experimentan las personas, producto de las cargas, tensiones y preocupaciones del día a día. Desde Selye (1960), que concibe como la respuesta adaptativa del organismo hacia los factores estresores del entorno, tenemos posiciones de (García-Herrero et al., 2013; Levi, 1998; Lu et al., 2015), quienes conciben como el patrón de respuestas del organismo humano, frente a las exigencias externas. A su turno Lazarus y Folkman (1986), mencionan que el cambio o novedad, la falta de información, la ambigüedad, la inminencia, entre otros, determinan el estado estresante en las personas, situación que les dificultan establecer enlaces entre sus habilidades y expectativas (Pasca & Wagner, 2012).

En el caso del estrés académico, motivo del presente estudio, a pesar de que existen innumerables investigaciones, sigue siendo un campo amplio y complejo (Ortega-Marlasca, 2015), pues abarca no solo el entorno académico propiamente, sino también aspectos relacionados a la incertidumbre laboral cuando egresan, más aún, si se tiene en cuenta, la brecha existente entre lo que se enseña y lo que exige el mercado laboral.

Los estudios sobre el estrés académico son diversos. Así, los estudiantes que perciben un entorno académico estresante, en lo referido a la sobrecarga académica y los exá-

menes a los cuales se someten, de acuerdo con Souto-Gestal et al. (2019), muestran mayor predisposición depresiva. En esa misma línea Castillo et al. (2016), identifican que los principales estresores académicos son la sobrecarga académica, tiempo para cumplir con las actividades académicas y los exámenes. Por su lado, Cabanach et al. (2014), encontraron que el estrés académico puede obstruir en estudiantes, los procesos cognitivos básicos, especialmente en la concentración, recuperación de información en la memoria y toma de decisiones. Tales hallazgos se corroboran aún más, con las investigaciones de Pozos-Radillo et al. (2014), que manifiestan las intervenciones en clases, trabajos obligatorios y exámenes, predicen un elevado estrés crónico, principalmente en estudiantes del género femenino, que oscilan entre los 18 y 25 años.

Por otro lado, estudiantes con elevadas capacidades de control y aceptación de sus estados emocionales, de acuerdo con Pozos-Radillo et al. (2014), tienden a adaptarse mejor y experimentan menores respuestas de estrés, dado que sus habilidades de gestionar adecuadamente sus emociones propician una mejor adaptación a los estímulos estresantes (Cabanach et al., 2017). En ese orden de ideas, estudiantes con alta claridad emocional, presentan bajos niveles de percepción de estresores, en tanto, estudiantes con baja claridad emocional, valoran las condiciones del entorno académico, como más estresantes (Cabanach et al., 2016). De allí que la identificación oportuna de los estresores podría ayudar a entender mejor, al estrés y los efectos que ello ocasiona en los estudiantes (Pozos-Radillo et al., 2014).

Considerando la relevancia que tiene, medir los estresores académicos en estudiantes universitarios, en situaciones sanitarias complejas a nivel global (COVID-19) y la necesidad de contar con instrumentos de medición, que cumplan con las normas para las pruebas educativas y psicológicas (American Educational Research Association et al., 2018), amerita estudiar las propiedades psicométricas de la escala de estresores académicos (ECEA), en jóvenes universitarios peruanos.

Retrospectiva de la escala de estresores académicos (ECEA)

El estrés académico se ha venido investigando desde la década del 80 del siglo pasado Cohen et al. (1983). Se crearon instrumentos para medir el estrés, en contextos académicos diversos (Barraza, 2007; Cabanach et al., 2010; Malo et al., 2010). No todos los instrumentos miden el estrés en contextos académicos propiamente, algunos miden los estresores académicos relacionados al contexto laboral.

La presente investigación se realizó en un contexto atípico, teniendo como propósito principal, encontrar evidencias psicométricas de la escala de estresores académicos en universitarios peruanos en contexto de la COVID-19, dado que los profesionales de la salud mental no cuentan con instrumentos validados y acorde a la realidad peruana. Por ello se considera de suma importancia, evidenciar las propiedades psicométricas de la Escala de Estresores Académicos (ECEA) propuesto por Cabanach et al. (2008). En esa línea, un estudio reciente de las propiedades psicométricas de ECEA realizado por Chavez et al. (2019) no estarían garantizando resultados concluyentes, por su practicidad y utilidad para futuras investigaciones (American Educational Research Association et al., 2018; Ferrando & Anguiano-Carrasco, 2010).

Es oportuno precisar que los mismos autores, han aplicado dicho instrumento, en diversos contextos académicos (Cabanach et al., 2014; Cabanach et al., 2010; Cabanach et al., 2016; Cabanach et al., 2017; Cabanach et al., 2018; Cabanach et al., 2010). De allí, para tener una idea completa de las evidencias reportadas en diferentes contex-

tos del instrumento ECEA (Cabanach et al., 2008), se presentan en la Tabla 1, diversos estudios, aplicados en su mayoría por los mismos autores, así como la evolución del instrumento en el tiempo.

Tabla 1

Retrospectiva de aplicación y adaptación de la ECEA

Autor	Título del manuscrito	Muestra
Cabanach et al. (2010)	Estresores académicos percibidos por estudiantes universitarios de ciencias de la salud.	258
Casuso (2011)	Estudio del estrés, engagement y rendimiento académico en estudiantes universitarios de Ciencias de la Salud.	504
Souto-Gestal (2013)	Regulación emocional y estrés académico en estudiantes de fisioterapia.	504
Taboada (2015)	La medición del estrés en contextos académicos en estudiantes universitarios.	468
Vizoso & Gundín (2016)	Estresores académicos percibidos por estudiantes universitarios y su relación con el burnout y el rendimiento académicos.	532
Cabanach, Souto-Gestal, & Franco (2016)	Escala de Estresores Académicos para la evaluación de los estresores académicos en estudiantes universitarios.	1196
Cabanach et al. (2016)	Efectos diferenciales de la atención y la claridad emocional sobre la percepción de estresores académicos y las respuestas de estrés de estudiantes de fisioterapia.	500
Cabanach et al. (2017)	Perfiles de regulación emocional y estrés académico en estudiantes de fisioterapia.	504
Cabanach, Franco, et al. (2017)	¿Media la orientación de las metas académicas el estrés en estudiantes universitarios?	468
Chavez Anaya et al. (2019)	Análisis psicométrico de la escala de estresores académicos (ECEA), en estudiantes de la Universidad Católica de Santa María.	150
Souto-Gestal et al. (2019)	Sintomatología depresiva y percepción de estresores académicos en estudiantes de Fisioterapia.	485

Métodos

Tipo de estudio

Se desarrolló un estudio instrumental, debido a que fue orientado al análisis de las propiedades psicométricas de un instrumento (Ato et al., 2013).

Participantes

Se administró una encuesta a través del formulario Google para los dos estudios, distribuyéndose vía redes sociales y correos electrónicos a todos los participantes bajo un muestreo a juicio de investigador. El primero estudio comprendió un periodo de 6 al 15 de junio del 2020. Durante este periodo se encuestó a 304 estudiantes de diferentes niveles de estudios de universidades peruanas públicas y privadas que cursaban clases virtuales, que al depurarse algunos datos quedaron en 300 participantes encuestados (Tabla 2). Los cuatro depurados fueron identificados como estudiantes de instituto superior, lo cual no cumplían con el perfil planteado.

Tabla 2

Participantes según área de estudio – prueba 1

Áreas de estudio	Participantes	Porcentaje	Carreras
Ciencias Económicas y Empresariales	194	65	9
Ciencias Sociales y Humanas	9	3	6
Ciencias de la Salud	42	14	9
Ingeniería y Arquitectura	55	18	14
Total	300	100	38

En el primer estudio se verificó que del 100% de los encuestados el 54.7% fueron mujeres y el 45.3% hombres, con edades entre los 18 y 30 años, comprendidos del primero al décimo semestre. A este grupo pertenecen 38 carreras agrupadas en 4 áreas de estudio (Tabla 2).

Para el segundo estudio y con los mismos criterios, se encuestó a partir del 20 de junio al 02 julio, obteniéndose 570 respuestas. De la misma forma, se realizó el control de calidad de los datos obtenidos, reduciéndose a una data de 562 participantes, donde 8 encuestados no cumplían con el perfil requerido (Tabla 3).

Tabla 3*Participantes según área de estudio – prueba 2*

Áreas de estudio	Participantes	Porcentaje	Carreras
Ciencias Económicas y Empresariales	366	65	11
Ciencias Sociales y Humanas	15	3	7
Ciencias básicas	2	0.4	2
Ciencias de la Salud	72	13	8
Ingeniería y Arquitectura	107	19	19
Total	562	100	47

En esta segunda prueba, se corroboró que el 56.4% son mujeres y 43.6% hombres, con edades que oscilan entre 18 a 30 años que pertenecen a 47 carreras universitarias, agrupadas en 5 áreas de estudio, siendo el área de Ciencias Económicas y Empresariales con mayor participación (65%), seguido de Ingeniería y Arquitectura (19%). En esta prueba, también hubo participantes del área de ciencias básicas.

Instrumento

Se utilizó la Escala de Estresores Académicos (ECEA) elaborado por Cabanach et al. (2008), que de acuerdo con la Tabla 1, hubo diversos estudios posteriores. 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 9 factores. Posteriormente se reduce en 8 factores: 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). En este, todos los autores utilizaron el instrumento, en un escenario de educación presencial.

En el presente estudio, dada la coyuntura de la pandemia COVID-19, obligó adaptar el instrumento a un escenario de enseñanza virtual y se verificó a través de un grupo focal de 22 estudiantes universitarios en una reunión virtual vía *Meet* de Google, donde se revisó la claridad y la comprensión de cada uno de los ítems del ECEA. Es allí donde se decide excluir los ítems 3 y 9, porque el sentido de tales preguntas responde exclusivamente, al formato presencial, es decir, el ítem 3: "Me pongo nervioso o me inquieto al salir a la pizarra" y ítem 9: "Me pongo nervioso o me inquieto, si tengo que exponer en público una opinión". 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. Sin embargo, la supresión de tales preguntas no resta seriedad y el propósito de la investigación, sino, más por el contrario, permite adaptar y encontrar nuevas evidencias en un escenario de educación distinta a la que se vinieron aplicando el instrumento ECEA.

Procedimiento y análisis de datos

Está investigación partió con la búsqueda de información documentaria del instrumento ECEA en diferentes bases de datos y repositorios digitales, donde se hizo el seguimiento riguroso de la adaptación del ECEA en diversos escenarios y países. Seguido se adaptaron los ítems del instrumento y se verificó a través de un grupo focal la adaptación y claridad de estos. Luego, el grupo de investigación consideró de acuerdo con las recomendaciones, realizar dos estudios.

El primero consistió en analizar la estructura del constructo a través del análisis factorial exploratorio (AFE) en una muestra de 300 estudiantes universitarios, para luego hacer el segundo estudio mediante el (AFC) en 562 participantes. En ese sentido, de acuerdo con los criterios establecidos acerca de las evidencias de validez basado en la estructura interna (American Educational Research Association et al., 2018) se obtuvieron tanto en el análisis factorial exploratorio (AFE) y confirmatorio (AFC), mediante el programa FACTOR para el AFE (Ferrando & Lorenzo-Seva, 2018), y el software R Studio versión 4.0.2, específicamente la librería Lavaan para el AFC (Rosseel, 2012).

Los criterios utilizados para el AFE fueron: la adecuación muestral evaluada a través del $KMO \geq .80$ (Kaiser, 1974), que al ser mayor se considera un índice adecuado (Costello & Osborne, 2005; Ferrando & Anguiano-Carrasco, 2010); además, la rotación fue oblicua y con estimación de mínimos cuadrados no ponderados (Jöreskog, 1977), debido a que este método es el más recomendado (Flora et al., 2012). Con respecto a la extracción del factor, el método que se empleó fue el de análisis paralelo, debido a que la selección de los factores comunes necesarios presenta valores propios mayores a lo que se obtendría si se analizara al azar (Horn, 1965). Por último, respecto al AFE, también se verificó el índice de simplicidad factorial (Kaiser, 1974) con la finalidad de obtener una estructura simple (Bentler, 1977), donde el valor 0 representa estructura muy compleja y 1.0 como estructura muy simple; además, se consideró como punto de corte el valor mínimo de .80 (Kaiser, 1974).

Con respecto a los criterios de análisis del AFC, se consideró la estimación de los factores a través del *weighted least squares means and variance adjusted* (Muthén, 1984; Muthén et al., 1997), que es un procedimiento robusto cuando se tiene variables categóricas (Brown, 2015; Lei, 2009; Raykov, 2012) y el no cumplimiento de la normalidad multivariada (Kyriazos, 2018). El ajuste del modelo fue contrastado a través del X^2 y sus grados de libertad, el índice de ajuste comparativo y Tucker Lewis (CFI y TLI $\geq .95$) (Hu & Bentler, 1999), el índice de aproximación de la raíz de cuadrados medios de error y la raíz cuadrada media residual estandarizada (RMSEA y SRMR $\leq .05$) (Hu & Bentler, 1999). Se consideraron valores de las cargas factoriales $> .40$ como aceptables (Brown, 2015; Tabachnick & Fidell, 2019).

La estimación del AFC se realizó en cuatro fases: En la primera se evaluó el modelo original (Cabanach et al., 2008). En la segunda fase, se obtuvo un modelo estructural jerárquico de segundo orden, con el propósito de conocer las cargas factoriales del factor general (FG) sobre los factores específicos (FEs). En la tercera fase, se evaluó el modelo bifactor, con el objetivo de contrastar el grado de influencia de la varianza explicada en cada uno de los ítems por el FG y FEs, para precisar si los ítems son influenciados mayormente por el FG o FEs, o ambos de manera significativa. Además, se verificó los índices informativos como: varianza común extractada (ECV $\geq .80$) (Sijtsma, 2009; Ten & Sočan, 2004), porcentaje de correlaciones no contaminadas (PUC $> .80$) (Reise et al., 2013), coeficiente Hh (Hh $> .70$) (Raykov & Hancock, 2005) y omega jerárquica ($\omega_H > .70$) (Zinbarg et al., 2006), recomiendan que el constructo, tendría un

comportamiento unifactorial. Finalmente, en la última fase con los valores obtenidos previamente en la fase tres, se analizó un modelo unifactorial.

En cuanto a la confiabilidad del ECEA, se analizó a nivel del constructo y puntuaciones observadas. Para ello, se estimó a través del coeficiente α (Cronbach, 1951) y omega (ω), considerándose el modelo congenérico (se comprende este proceso cuando los ítems son influidos significativamente por el mismo constructo) más robusto (Dunn et al., 2014), en comparación al coeficiente alfa, por lo que se tomaron valores $> .70$ como aceptables (Hunsley & Marsh, 2008; Ponterotto & Ruckdeschel, 2007).

Resultados

Estadísticos descriptivos

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 ($G^2<5.0$) (Tabla 4), los cuales fueron considerados en la obtención del AFC.

Tabla 4

Análisis de los estadísticos de distribución

Ítems	M	DE	Asimetría	r.c	Curtosis	r.c
IP1	2.70	1.128	.679	8.138	-.607	-3.640
IP2	2.49	1.168	.668	8.008	-.495	-2.967
IP3	2.68	1.156	.572	6.861	-.595	-3.567
EE1	2.51	1.175	.643	7.707	-.403	-2.416
EE2	2.89	1.195	.355	4.251	-.876	-5.249
EE3	2.63	1.206	.449	5.378	-.762	-4.565
EE4	2.94	1.193	.297	3.556	-.907	-5.437
DMP1	2.94	1.208	.197	2.357	-.944	-5.655
DMP2	2.69	1.208	.354	4.246	-.841	-5.042
DMP3	2.99	1.189	.163	1.953	-.928	-5.559
DMP4	2.98	1.175	.229	2.750	-.884	-5.299
DMP5	2.92	1.196	.226	2.704	-.911	-5.458
DMP6	3.15	1.199	.038	.453	-1.016	-6.087
DMP7	2.99	1.202	.148	1.772	-.938	-5.621
DMP8	2.92	1.201	.265	3.182	-.917	-5.493

DMP9	3.24	1.225	-.057	-.686	-1.039	-6.224
DMP10	3.24	1.198	-.110	-1.316	-.971	-5.820
DMP11	3.24	1.240	-.130	-1.552	-1.047	-6.275
DMP12	3.07	1.206	.033	.400	-.990	-5.935
CVC1	2.87	1.161	.232	2.781	-.854	-5.118
CVC2	2.78	1.153	.328	3.926	-.719	-4.312
CVC3	2.80	1.202	.245	2.935	-.891	-5.341
CVC4	2.89	1.204	.259	3.103	-.906	-5.432
CSRA1	3.11	1.236	.049	.593	-1.080	-6.471
CSRA2	3.17	1.226	-.010	-.115	-1.048	-6.282
CSRA3	2.87	1.234	.224	2.687	-.969	-5.808
CSRA4	2.71	1.263	.355	4.258	-.908	-5.442
CSRA5	2.69	1.262	.373	4.467	-.952	-5.706
CSRA6	2.85	1.247	.303	3.633	-.945	-5.664
CSRA7	2.75	1.253	.377	4.515	-.932	-5.585
CSRA8	2.76	1.273	.370	4.430	-.961	-5.761
CSRA9	2.74	1.261	.365	4.380	-.932	-5.587
CSRA10	2.66	1.285	.401	4.807	-.934	-5.600
SE1	2.73	1.257	.409	4.902	-.869	-5.208
SE2	3.04	1.282	.136	1.629	-1.119	-6.707
SE3	3.11	1.291	.078	.941	-1.141	-6.838
SE4	3.13	1.259	.067	.800	-1.165	-6.981
SE5	3.11	1.268	.068	.813	-1.122	-6.725
SE6	3.09	1.265	.092	1.101	-1.134	-6.794
SE7	3.03	1.264	.111	1.329	-1.072	-6.426
SE8	3.16	1.263	.064	.764	-1.154	-6.919
SE9	2.94	1.281	.196	2.347	-1.084	-6.499
SE10	3.01	1.269	.148	1.768	-1.077	-6.454
DP1	2.72	1.256	.419	5.028	-.888	-5.323
DP2	2.68	1.261	.434	5.206	-.885	-5.303
DP3	2.73	1.264	.373	4.466	-.915	-5.484
CSN1	2.42	1.258	.618	7.403	-.687	-4.120
CSN2	2.62	1.255	.444	5.323	-.841	-5.042

CSN3	2.53	1.225	.558	6.692	-.696	-4.172
CSN4	2.47	1.232	.623	7.469	-.636	-3.812
CSN5	2.72	1.314	.365	4.374	-1.047	-6.273
CSN6	2.44	1.320	.609	7.302	-.818	-4.904
Multivariante					750.300	146.976

Nota. M: media, DE: desviación estándar, r.c.: ratio crítico o puntuación Z, ritc: relación ítem total corregido.

Evidencia de validez basado en la estructura interna mediante el AFE

Como primer paso se calcularon los índices de adecuación muestral, reportando que los índices factorizados se concentraron en los valores adecuados ($KMO = .987$, $\chi^2 = 58874$ Bartlett, $gl = 1326$ y $p < .001$), con comunalidades $> .40$ considerados adecuados (Bandalos & Finney, 2010). Consecuentemente, su ejecución a través del análisis factorial exploratorio ha sido justificado. Además, las estimaciones de las cargas factoriales se evidenciaron en gran parte $> .40$, considerado como apropiadas (Bandalos & Finney, 2010); además, se destacaron la presencia de correlaciones significativas entre factores con ausencia de multicolinealidad ($\varphi < .80$) (Tabla 5). Para fortalecer estos resultados, se obtuvieron índice de simplicidad factorial (ISF; Fleming & Merino, 2005) siendo evaluado con criterio $> .80$ (Fleming & Merino, 2005), donde se observó que los ítems "SE1", "CSRA1", "CSRA2", "CSN2", "DP1", "DP2", "DP3", "DMP1", "DMP2", "DMP3", "DMP6", "DMP7", "DMP8", "DMP9", "DMP11" y "DMP12" registraron valores por debajo del umbral permitido. Estos ítems que no lograron superar el criterio establecido fueron retirados del AFC; dicho de otro modo, los ítems extraídos ("DP1", "DP2", "DP3"), fueron eliminados de la dimensión dificultad de participación (DP).

Tabla 5

Cargas factoriales del AFE

	Factores								h2	ISF
	F1	F2	F3	F4	F5	F6	F7	F8		
SE3	.878	-.009	-.030	.015	.010	.020	.041	.022	.84	.99
SE8	.866	-.043	.027	.058	.017	.009	-.065	.057	.82	.98
SE6	.850	.014	-.022	.001	.054	.022	.005	.025	.83	.99
SE4	.843	.088	-.063	.010	-.062	.045	.065	.017	.82	.97
SE7	.807	.055	.046	.040	.073	-.033	-.077	.032	.83	.97
SE2	.759	.075	-.054	.033	.052	.078	.088	-.076	.82	.94
SE10	.746	-.058	.161	.060	-.029	.034	.034	.080	.85	.92
SE9	.688	-.085	.184	.059	.091	.013	-.004	.001	.76	.89
SE5	.658	.107	.014	.002	.067	.002	.065	.085	.79	.93
SE1	.583	.192	.092	.029	.092	.042	.054	-.164	.76	.77*

	Factores								h2	ISF
CSRA7	.014	.837	.029	.001	.006	.081	.009	.000	.86	.99
CSRA5	-.031	.828	.009	.062	.053	.040	.011	-.008	.85	.98
CSRA4	.030	.814	.011	.023	.011	.036	.036	-.023	.80	.99
CSRA6	.026	.735	-.008	.053	.066	.066	.031	.029	.82	.97
CSRA8	.090	.692	.116	.023	-.002	.041	.049	.018	.84	.94
CSRA9	.070	.677	.144	.020	-.012	.059	.046	.036	.84	.92
CSRA3	.054	.634	.005	.117	.131	-.068	-.034	.141	.76	.85
CSRA10	.064	.632	.199	.037	-.015	.040	.057	-.002	.81	.88
CSRA1	.061	.416	-.108	.125	.339	.010	-.044	.190	.73	.51*
CSRA2	.109	.354	-.004	.105	.206	-.022	.004	.295	.74	.48*
CSN4	-.050	.083	.674	.113	.138	.054	-.035	.009	.76	.90
CSN3	.022	.021	.669	.072	.080	.075	.091	.043	.81	.93
CSN1	.060	.117	.632	.041	.084	.018	.063	-.017	.77	.92
CSN6	-.007	.106	.586	.109	.106	.029	.015	.004	.68	.89
CSN5	.131	.024	.576	.098	.068	.045	-.023	.091	.71	.87
CSN2	.118	.163	.501	.072	.017	.138	-.074	.096	.74	.73*
DP2	.242	.183	-.083	.481	.037	.000	.182	-.014	.78	.60*
DP1	.232	.193	-.019	.437	.006	.054	.149	.004	.78	.60*
DP3	.272	.153	-.006	.421	.005	.048	.142	.018	.77	.59*
EE3	-.029	.073	.055	.000	.827	.010	.012	-.023	.79	.98
EE4	.091	.033	-.011	.012	.821	-.062	.034	.038	.82	.97
EE2	.021	.011	-.019	-.010	.810	.073	.018	.048	.81	.99
EE1	.050	-.061	.128	.039	.620	.206	.047	-.105	.73	.81
CVC2	.026	.012	.044	-.012	.070	.851	.017	-.025	.87	.99
CVC3	.032	.063	.049	.057	.002	.693	.067	-.012	.75	.97
CVC1	.096	-.032	.082	.014	.047	.652	.086	.085	.81	.92
CVC4	.056	.123	.031	.041	.016	.615	.036	.033	.71	.93
DMP12	.082	.002	.087	.029	.016	.372	.204	.307	.80	.51*
IP2	-.017	-.030	.029	-.026	.030	-.004	.951	-.022	.85	1.0
IP1	.017	.050	-.027	.019	-.023	.017	.836	.031	.78	.99
IP3	.024	.058	-.023	.064	.009	-.046	.786	.033	.75	.98
DMP5	.060	.063	.082	.063	.145	.022	.028	.599	.81	.89
DMP4	.086	.174	-.011	.120	.034	.040	.068	.545	.78	.81
DMP2	.005	-.042	.100	.177	.160	.065	.000	.537	.72	.78*
DMP7	.017	.015	.080	.055	.153	.051	.210	.525	.80	.75*

	Factores								h2	ISF
DMP6	.074	.073	.006	.081	.117	.077	.208	.467	.80	.70*
DMP3	.044	.139	-.023	.250	.048	.019	.106	.443	.73	.65*
DMP1	.189	-.017	-.019	.261	.085	.165	.053	.293	.69	.41*
DMP8	.092	.188	.045	.095	.084	.127	.199	.270	.74	.36*
DMP10	.115	.062	.061	.083	.047	.139	.105	.558	.85	.82
DMP9	.102	.097	.083	.050	.016	.149	.154	.512	.82	.75*
DMP11	.139	.010	.003	.033	.174	.060	.255	.416	.78	.58*
% de varianza explicada	17.16	14.50	9.78	8.70	9.09	7.04	8.05	4.95		
% varianza acumulada	79.30									
F1	1.000	.735***	.686***	.720***	.721***	.608***	.633***	.582***		
F2		1.000	.696***	.724***	.699***	.668***	.555***	.470***		
F3			1.000	.552***	.654***	.527***	.479***	.250**		
F4				1.000	.650***	.730***	.652***	.509***		
F5					1.000	.555***	.727***	.629***		
F6						1.000	.503***	.394**		
F7							1.000	.642***		
F8								1.000		
KMO	0.987									
Test de esfericidad de Bartlett	$\chi^2=58874$	gl=1326	p<.001							

Nota. h2: comunalidades, ISF: índice de simplicidad factorial, KMO: adecuación maestra [Kaiser Mayer Olkin], *: valores de ISF por debajo de lo permitido

Evidencia de validez de la estructura interna mediante el AFC

Se analizó el modelo M1, considerando la estructura factorial exploratorio planteado por Cabanach et al. (2016) que va acorde a la estructura interna del constructo, a excepción de un factor que fue retirado en su totalidad, debido a que no cumplía con el criterio de simplicidad factorial (ISF), esto permitió encontrar índices de ajuste con valores apropiados: $\chi^2/gf= .121$, CFI= .999, TLI= .999, SRMR= .022 y RMSEA= .020 (Tabla 6). Asimismo, el M2 consistió en verificar el modelo de segundo orden, cuyos valores de índice fueron robustos: $\chi^2/gf= .151$, CFI= .998, TLI= .998, SRMR= .029 y RMSEA= .027; aunque sus diferencias con M1 parecen no ser significativas en cuanto a las magnitudes de sus índices de ajuste.

Tabla 6*Índice de bondad de ajuste de los modelos propuestos mediante el AFC*

Modelo	χ^2	gl	χ^2/gl	CFI	TLI	SRMR	RMSEA	RMSEA IC 90%	
								Inferior	Superior
M1	2393.181	608	0.121	.999	.999	.022	.020	.019	.033
M2	3282.605	622	0.151	.998	.998	.029	.027	.026	.054
M3	2905.516	592	0.144	.999	.998	.027	.026	.025	.062
M4	12963.722	629	0.165	.991	.991	.061	.061	.060	.075

Nota. χ^2 : Chi cuadrado, gl: grado de libertad, CFI: índice de ajuste comparativo, TLI: índice de Taker Lewis, SRMR: raíz media cuadrática estandarizada, RMSEA: raíz media estandarizada de error de aproximación, M1: modelo oblicuo, M2: modelo segundo orden, M3: modelo bifactor, M4: modelo unifactorial.

El M3, consistió ver el grado de influencia del factor general sobre los específicos, logrando valores de índice de bondad de ajuste, aparentemente, mejor que los dos modelos descritos; sin embargo, si las interpretaciones solo se basaran en aquellos índices de ajuste, se podría estar cometiendo interpretaciones menos precisas. En ese sentido, un análisis descriptivo de los coeficientes de configuración evidenció que las cargas factoriales, en promedio, pertenecientes al factor general ($FG\lambda_{\text{promedio}}=.788$) es mayor en comparación a los factores específicos, que en promedio reportó $FE\lambda_{\text{promedio}}=.42$. Además, los valores del $\omega_H = .931$, PUC con estimaciones de .848, el coeficiente $H_h = .985$ y $ECV = .783$ estarían, aparentemente, favoreciendo la condición unifactorial (Tabla 7). Por consiguiente, el M4 respondió a verificar la propuesta de la unidimensionalidad, obteniéndose índices de ajuste muy similares a los otros modelos ($\chi^2/\text{gl} = .165$, CFI= .991, TLI= .991); sin embargo, los índices de ajuste como el SRMR= .061 y RMSEA= .060 obtuvieron valores ligeramente por encima de .05 y en comparación al resto del modelo que reportaron índices de ajuste menores que el umbral de .05. En suma, la solución factorial que puede representar mejor a los datos, sería el M1 de siete factores oblicuos para la muestra de estudio.

Tabla 7*Estimaciones de los índices de ajuste del Modelo Bifactor*

Índices estadísticos de Modelos bifactor		Valores observados	Valores esperados
Monto de varianza común extractada (ECV)	ECV	.783	$\geq .80$
Porcentaje de correlaciones no contaminadas (PUC)	PUC	.848	$\geq .70$
Omega jerárquico (ω_H)	ω_H	.931	$\geq .70$

Índices estadísticos de Modelos bifactor		Valores observados	Valores esperados
Omega jerárquico específico (ωH Si)	ωH S1	.413	≥.30
	ωH S2	.240	
	ωH S3	.123	
	ωH S4	.162	
	ωH S5	.180	
	ωH S6	.195	
	ωH S7	.197	
El coeficiente Hh jerárquico (Hh G) y específico (Hh Si)	Hh G	.985	≥.70
	Hh S1	.633	
	Hh S2	.509	
	Hh S3	.283	
	Hh S4	.571	
	Hh S5	.648	
	Hh S6	.489	
Carga factorial promedio (G) y específico (λpromedio Si)	λpromedio G	.788	≥.30
	λpromedio S1	.597	
	λpromedio S2	.447	
	λpromedio S3	.319	
	λpromedio S4	.369	
	λpromedio S5	.384	
	λpromedio S6	.396	
	λpromedio S7	.406	

Nota. FG: factor jerárquico, FE: Factor específico

En cuanto a la fiabilidad de las puntuaciones obtenidos, se evaluó el modelo M1 de la versión propuesta de siete factores, compuesta por 37 ítems que cuenta valores aceptables más próximo al constructo; por ende, la consistencia interna a través de α y ω registraron valores superiores a .80 en todas sus dimensiones (Tabla 8).

Tabla 8*Confiabilidad*

Dimensiones	Ítems	M	DE	ritc	α	ω
Dimensión 1	IP1	2.7	1.13	.83	.92	.92
	IP2	2.49	1.17	.86		
	IP3	2.68	1.16	.82		
Dimensión 2	EE1	2.51	1.18	.80	.93	.93
	EE2	2.89	1.19	.87		
	EE3	2.63	1.21	.85		
	EE4	2.94	1.19	.86		
Dimensión 3	DMP4	2.98	1.17	.81	.89	.90
	DMP5	2.92	1.2	.81		
	DMP10	3.24	1.2	.75		
Dimensión 4	CVC1	2.87	1.16	.85	.94	.94
	CVC2	2.78	1.15	.89		
	CVC3	2.8	1.2	.84		
	CVC4	2.89	1.2	.81		
Dimensión 5	CSRA3	2.87	1.23	.84	.97	.97
	CSRA4	2.71	1.26	.88		
	CSRA5	2.69	1.26	.90		
	CSRA6	2.85	1.25	.89		
	CSRA7	2.75	1.25	.91		
	CSRA8	2.76	1.27	.91		
	CSRA9	2.74	1.26	.91		
	CSRA10	2.66	1.29	.88		

Dimensiones	Ítems	M	DE	ritc	α	ω
Dimensión 6	SE1	2.73	1.26	.83	.98	.98
	SE2	3.04	1.28	.89		
	SE3	3.11	1.29	.90		
	SE4	3.13	1.26	.89		
	SE5	3.11	1.27	.87		
	SE6	3.09	1.26	.90		
	SE7	3.03	1.26	.90		
	SE8	3.16	1.26	.89		
	SE9	2.94	1.28	.85		
	SE10	3.01	1.27	.90		
Dimensión 7	CSN1	2.42	1.26	.83	.94	.94
	CSN3	2.53	1.23	.88		
	CSN4	2.47	1.23	.85		
	CSN5	2.72	1.31	.82		
	CSN6	2.44	1.32	.80		

Nota. M: media, DE: desviación estándar, ritc: relación ítem total corregido, α : coeficiente alfa, ω : coeficiente omega

Discusión

El objetivo de esta investigación fue evaluar las propiedades psicométricas de la escala de estresores académicos (ECEA) en el contexto de la COVID-19, así como su estructura interna del constructo y su consistencia interna en estudiantes universitarios peruanos.

Con respecto a la evidencia de validez basada en la estructura interna del primer estudio, se evidenció resultados apropiados, sin embargo, algunos ítems presentaron índices de simplicidad factorial por debajo del umbral establecido (Kaiser, 1974). Por tanto, el criterio psicométrico basado en el ISF recomendó, para el segundo estudio, retirar aquellos ítems que no cumplieran el umbral establecido; es ese sentido, se optó por retirar la totalidad de ítems perteneciente a la dimensión dificultad de participación (DP). Al parecer, estos ítems podrían formar parte de las dimensiones de sobrecarga del estudiante (SE), creencias sobre rendimiento académico (CSRA) o intervención en público (IP), resultados que difieren de los estudios realizado por Cabanach et al. (2008), Cabanach et al. (2016), Cabanach et al. (2018), Chavez et al. (2019) y Taboada (2015). Esta diferencia en la estructura del constructo probablemente se explicaría, porque el nivel de percepción de los estresores académicos en estudiantes universitarios peruanos, no se estaría manifestando en ocho dimensiones, tal como vienen reportando en otros contextos (Cabanach et al., 2017; Cabanach, Souto-Gestal, & Franco, 2016; Cabanach, Valle et al., 2010; Casuso, 2011; Chavez et al., 2019; Souto-Gestal et al., 2019; Souto-Gestal, 2013; Taboada, 2015; Vizoso & Gundín, 2016). Además, al hacer un análisis de su contenido, los ítems retirados pueden ser representado por las

dimensiones antes mencionadas, y por último, cabe señalar, el proceso de adaptación de un instrumento psicológico de una cultura a otra, probablemente exija algunos cambios debido a que vivimos en un entorno cada vez más multicultural y multilingüe (Muñiz et al., 2013), argumentos suficientes para justificar el retiro de algunos ítems, así como el escenario atípico de la enseñanza virtual en tiempos de pandemia cuyos ítems están direccionados al entorno de la prespecialidad (p.ej., ítems 3= "al salir a la pizarra" e ítems 9= "si tengo que exponer en público una opinión")

Por consiguiente, para evidenciar la validez, en el segundo estudio no se consideraron la dimensión DP, claro está, los argumentos que sostendrían no solamente son los aspectos psicométricos, sino también, el proceso de adaptación a una realidad como la peruana, que presenta diversas características culturales e idiosincráticas hacen que la adaptación sea más compleja. No obstante, en el segundo estudio se obtuvieron cuatro modelos, de los cuales el modelo oblicuo de siete factores es la que estaría representando mejor al constructo, sin dejar de mencionar los otros modelos propuestos (segundo orden, bifactor y unifactorial) que también brindan información relevante al análisis psicométrico, en comparación con los estudios que anteceden, en donde no evidenciaron análisis de modelos jerárquicos (Cabanach, Fernández-Cervantes et al., 2010; Cabanach, Souto-Gestal et al., 2017; Chavez et al., 2019).

Referente a la fiabilidad del ECEA, la comprobación mediante los coeficientes α y ω reportaron valores muy buenos (α y $\omega > .90$). Este resultado en comparación con las declaraciones de Souto-Gestal (2014), Franco (2015) y Cabanach et al. (2016) son muy similares, por lo tanto se podría considerar que el instrumento asegura la estabilidad en la interpretación de las puntuaciones y la disminución de los falsos negativos (Ponterotto & Ruckdeschel, 2007). Otra de las bondades, de contar con el coeficiente α como un estimador de la fiabilidad de las estimaciones observadas, es su utilidad en la elaboración de datos normativos (Livingston, 1972), o incluso en las investigaciones longitudinales, en donde la evaluación del error transitorio es de suma relevancia [test-retest] (Green, 2003). En consecuencia, los valores obtenidos de la fiabilidad en esta investigación resultaron

Como muchas investigaciones de tipo instrumental, se identificaron algunas limitaciones que sería conveniente evitar en futuras investigaciones. Un ejemplo claro sería la obtención de invarianza de medición, dado que es análisis previo para comparar grupos, debido a que los estresores académicos pueden manifestarse de forma diferente en función al género, profesión que estudian, experiencia curricular, entre otros. En cuanto a la muestra, el procedimiento de selección de participantes en esta investigación, puede representar un factor de riesgo a la validez externa de la investigación, debido a que la generalización es un objetivo principal de las investigaciones cuantitativas (Ato et al., 2013); en ese sentido, los valores de interpretación como adecuados en esta investigación, serán mayormente puntualizados para la muestra de investigación; por ese motivo, se recomienda ampliar el tamaño de la muestra e incluir estudios con muestra probabilística.

A pesar de las limitaciones, se puede concluir que la ECEA es un instrumento que evidencia propiedades psicométricas muy buenas para la muestra de estudio que son estudiantes universitarios del contexto peruano durante la pandemia del COVID-19, con estructura interna que refleja una varianza total explicada de magnitudes significativas, equivalencia empírica con variables teóricamente vinculadas y puntuaciones observadas bastantes fiables; lo que respalda las inferencias que se efectúen de las puntuaciones de la ECEA, siendo como una alternativa en futuras investigaciones y de descripción grupal.

Se recomienda en futuras investigaciones ampliar el alcance de la evaluación en otras ciudades del Perú y su elaboración de datos normativos en función a una muestra significativa, lo cual permitirá obtener conclusiones de carácter diagnóstico con respecto a los estresores académicos en estudiantes universitarios peruanos.

Agradecimientos

Agradecer a todas las universidades peruanas que participaron en el presente estudio, en especial a sus estudiantes universitarios quienes dieron su consentimiento informado para hacer posible el presente estudio.

Referencias

- Alania, R. D., Llancari, R. A., Rafaele, M., & Ortega, D. I. D. (2020). Adaptación del cuestionario de estrés académico SISCO SV al contexto de la crisis por COVID-19. *Socialium*, 4(2), 111–130. <https://doi.org/10.26490/uncp.sl.2020.4.2.669>
- American Educational Research Association, American Psychological Association, & National Council on Measurement in Education. (2018). Estándares para Pruebas Educativas y Psicológicas. En T. M. Lieve (Ed.), *American Educational Research Association*. <https://doi.org/10.2307/j.ctvr43hg2>
- 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>
- Bandalos, D. L., & Finney, S. J. (2010). Factor Analysis: Exploratory and Confirmatory. En G. R. Hancock & R. O. Mueller (Eds.), *Reviewer's guide to quantitative methods*. Routledge.
- Barraza, A. (2007). Propiedades psicométricas del Inventario SISCO del estrés académico. *Revista Psicología Científica.Com*, 9(10). <https://www.psicologiacientifica.com/sisco-propiedades-psicometricas/>
- Bentler, P. M. (1977). Factor simplicity index and transformations. *Psychometrika*, 42, 277–295.
- Brítez, M. (2020). La educación ante el avance del COVID-19 en Paraguay. Comparativo con países de la Triple Frontera. *Scielo Preprint*, 2, 1–14. <https://doi.org/10.1590/SciELOPreprints.22>
- Brown, T. A. (2015). *Confirmatory Factor Analysis for Applied Research* (2nd ed.). The Guilford Press.
- 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., Franco, V., Souto-Gestal, A., & González, L. (2017). ¿Media la orientación de las metas académicas el estrés en estudiantes universitarios? *Revista de Investigación En Educación*, 15(2), 109–121. <http://reined.webs.uvigo.es/index.php/reined/article/view/192>

- 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 Estrés 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., Souto-Gestal, A., González-Doniz, L., & Franco, V. (2018). Perfiles de afrontamiento y estrés académico en estudiantes universitarios. *Revista de Investigación Educativa*, 36(2), 421–433. <https://doi.org/10.6018/rie.36.2.290901>
- Cabanach, R., Souto-Gestal, A., González, L., & Corrás, T. (2018). Afrontamiento y regulación emocional en estudiantes de fisioterapia. *Universitas Psychologica*, 17(2), 1–13. <https://doi.org/10.11144/Javeriana.upsy17-2.aree>
- Cabanach, R., Souto-Gestal, A., González, L., & Souto, S. (2016). Efectos diferenciales de la atención y la claridad emocional sobre la percepción de estresores académicos y las respuestas de estrés de estudiantes de fisioterapia. *Fisioterapia*, 38(6), 271–279. https://ruc.udc.es/dspace/bitstream/handle/2183/17975/Cabanach_EfectosDiferenciales.pdf?sequence=3&isAllowed=y
- Cabanach, R., Valle, A., Rodríguez, S., & Piñeiro, I. (2008). 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.
- Castillo, C., Chacón, T., & Díaz-Véliz, G. (2016). Ansiedad y fuentes de estrés académico en estudiantes de carreras de la salud. *Investigación En Educación Médica*, 5(20), 230–237. <https://doi.org/10.1016/j.riem.2016.03.001>
- Casuso, M. J. (2011). *Estudio del estrés, engagement y rendimiento académico en estudiantes universitarios de Ciencias de la Salud*. Universidad de Málaga. <http://hdl.handle.net/10630/4926>
- Chavez, T. M., Cuadros, M. M., Lopez, A., Montoya, M. F., Requena, N., & Talavera, Y. (2019). Análisis psicométrico de la escala de estresores académicos (ECEA), en estudiantes de la Universidad Católica de Santa María. *Avances En Psicología*, 27(1), 73–82. <https://doi.org/10.33539/avpsicol.2019v27n1.1467>
- Cohen, S., Kamarck, T., & Mermelstein, R. (1983). A global measure of perceived stress. *Journal of Health and Social Behavior*, 24(4), 385–396. <https://doi.org/10.2307/2136404>
- Costello, A. B., & Osborne, J. (2005). Best practices in exploratory factor analysis: four recommendations for getting the most from your analysis. *Practical Assessment Research & Evaluation*, 10(7). <https://doi.org/10.7275/yj1-4868>
- Cronbach, L. J. (1951). Coefficient alpha and the internal structure of tests. *Psychometrika*, 16(3), 297–334. <https://doi.org/10.1007/BF02310555>
- Dunn, T. J., Baguley, T., & Brunsden, V. (2014). From alpha to omega: A practical solution to the pervasive problem of internal consistency estimation. *British Journal of Psychology*, 105(3), 399–412. <https://doi.org/10.1111/bjop.12046>
- El Peruano. (2020, Marzo 30). Conozca los criterios que deben cumplir las universidades para la calidad de las clases virtuales. *El Peruano*. <https://www.elperuano>.

pe/noticia-conozca-criterios-deben-cumplir-universidades-para-calidad-de-clases-virtuales-93673.aspx

- Ferrando, P., & Anguiano-Carrasco, C. (2010). El análisis factorial como técnica de investigación en psicología. *Papeles Del Psicólogo*, 31(1), 18–33. <https://www.re-dalyc.org/pdf/778/77812441003.pdf>
- Ferrando, P. J., & Lorenzo-Seva, U. (2018). Assessing the Quality and Appropriateness of Factor Solutions and Factor Score Estimates in Exploratory Item Factor Analysis. *Educational and Psychological Measurement*, 78(5), 762–780. <https://doi.org/10.1177/0013164417719308>
- Fleming, J. S., & Merino, C. (2005). Medidas de simplicidad y de ajuste factorial: un enfoque para la evaluación de escalas construidas factorialmente. *Revista de Psicología*, 23(2), 250–266. <https://doi.org/10.18800/psico.200502.002>
- Flora, D. B., LaBrish, C., & Chalmers, R. P. (2012). Old and New Ideas for Data Screening and Assumption Testing for Exploratory and Confirmatory Factor Analysis. *Frontiers in Psychology*, 3(55), 1–21. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2012.00055>
- García-Herrero, S., Mariscal, M. A., Gutiérrez, J. M., & Ritzel, D. O. (2013). Using Bayesian networks to analyze occupational stress caused by work demands: Preventing stress through social support. *Accident Analysis & Prevention*, 57, 114–123. <https://doi.org/10.1016/j.aap.2013.04.009>
- Gravetter, F. J., & Wallnau, L. B. (2013). Introduction to statistics. En 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>
- Gutiérrez-Rubi, A. (2020). *Tendencias que marcan a la sociedad durante el coronavirus*. Banco Interamericano de Desarrollo. <https://doi.org/10.18235/0002353>
- Horn, J. L. (1965). A rationale and test for the number of factors in a factor analysis. *Psychometrika*, 30, 179–185.
- Hu, L. T., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6(1), 1–55. <https://doi.org/10.1080/10705519909540118>
- Hunsley, J., & Marsh, E. J. (2008). Developing criteria for evidence-based assessment: An introduction to assessment that work. En J. Hunsley & E. J. Marsh (Eds.), *A guide to assessments that work* (pp. 3–14). Oxford University Press.
- Jöreskog, K. G. (1977). Factor analysis by least-squares and maximumlikelihood methods. En K. Enslein, A. Ralston, & H. S. Wilf (Eds.), *Statistical methods for digital computers* (3rd ed.). Wiley.
- Kaiser, H. F. (1974). An index of factorial simplicity. *Psychometrika*, 39(1), 31–36. <https://doi.org/10.1007/BF02291575>
- Karnes, L. (2020, March 28). Como Enfrentar el Estrés debido al COVID-19. *Boston Public Health Commission*, 1. <https://www.bphc.org/whatwedo/infectious-diseases/Infectious-Diseases-A-to-Z/Documents/Coping Stress due to COVID19-SPANISH.pdf>
- Kyriazos, T. A. (2018). Applied Psychometrics: Sample Size and Sample Power Considerations in Factor Analysis (EFA, CFA) and SEM in General. *Psychology*, 09(08), 2207–2230. <https://doi.org/10.4236/psych.2018.98126>
- Lazarus, R. S., & Folkman, S. (1986). *Estrés y procesos cognitivos*. Editorial Martínez Roca.

- Lei, P. W. (2009). Evaluating estimation methods for ordinal data in structural equation modeling. *Quality and Quantity*, 43(3), 495–507. <https://doi.org/10.1007/s11135-007-9133-z>
- Levi, L. (1998). Factores psicosociales, estrés y salud. En O. I. del Trabajo (Ed.), *O. I. Trabajo, Enciclopedia de salud y seguridad en el trabajo* (pp. 3–34). Organización Internacional del Trabajo.
- 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>
- Lozano-Vargas, A. (2020). Impacto de la epidemia del Coronavirus (COVID-19) en la salud mental del personal de salud y en la población general de China. *Revista de Neuro-Psiquiatria*, 83(1), 51–56. <https://doi.org/10.20453/rnp.v83i1.3687>
- Lu, D. M., Sun, N., Hong, S., Fan, Y., Kong, F., & Li, Q. (2015). Occupational Stress and Coping Strategies Among Emergency Department Nurses of China. *Archives of Psychiatric Nursing*, 29(4), 208–212. <https://doi.org/10.1016/j.apnu.2014.11.006>
- 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>
- 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>
- Moussavi, S., Chatterji, S., Verdes, E., Tandon, A., Patel, V., & Ustun, B. (2007). Depression, chronic diseases, and decrements in health: results from the World Health Surveys. *The Lancet*, 370(9590), 851–858. [https://doi.org/10.1016/S0140-6736\(07\)61415-9](https://doi.org/10.1016/S0140-6736(07)61415-9)
- Muñiz, J., Elosua, P., & Hambleton, R. K. (2013). Directrices para la traducción y adaptación de los tests: Segunda edición. *Psicothema*, 25(2), 151–157. <https://doi.org/10.7334/psicothema2013.24>
- Murillo, F. J., & Duk, C. (2020). El Covid-19 y las Brechas Educativas. *Revista Latinoamericana de Educación Inclusiva*, 14(1), 11–13. <https://doi.org/10.4067/s0718-73782020000100011>
- Muthén, B. (1984). A general structural equation model with dichotomous, ordered categorical, and continuous latent variable indicators. *Psychometrika*, 49(1), 115–132. <https://doi.org/10.1007/BF02294210>
- Muthén, B. O., du Toit, S. H. C., & Spisic, D. (1997). Robust inference using weighted least squares quadratic estimating equations in latent variable modeling with categorical and continuous outcomes. *Unpublished Technical Report*. https://www.statmodel.com/bmuthen/articles/Article_075.pdf
- Organización Mundial de la Salud. [OMS]. (2013). *Plan de acción sobre salud mental 2013-2020*. Biblioteca de la OMS. http://apps.who.int/iris/bitstream/10665/97488/1/9789243506029_spa.pdf
- Ortega-Marlasca, M. M. (2015). Estrés y otras series de males nos acechan en la docencia. *Fisioterapia*, 37(3), 140. <https://doi.org/10.1016/j.ft.2014.07.004>
- Ozamiz-Etxebarria, N., Dosil-Santamaria, M., Picaza-Gorrochategui, M., & Idoia-ga-Mondragon, N. (2020). Stress, anxiety, and depression levels in the initial sta-

- ge of the COVID-19 outbreak in a population sample in the northern Spain. *Cadernos de Saude Publica*, 36(4), 1–9. <https://doi.org/10.1590/0102-311X00054020>
- Pasca, R., & Wagner, S. L. (2012). Occupational Stress, Mental Health and Satisfaction in the Canadian Multicultural Workplace. *Social Indicators Research*, 109(3), 377–393. <https://doi.org/10.1007/s11205-011-9907-5>
- 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>
- Pozos-Radillo, B. E., Preciado-Serrano, M. D. L., Acosta-Fernández, M., Aguilera-Velasco, M. D. L. Á., & Delgado-García, D. D. (2014). Academic stress as a predictor of chronic stress in university students. *Psicología Educativa*, 20(1), 47–52. <https://doi.org/10.1016/j.pse.2014.05.006>
- Raykov, T. (2012). Scale construction and development using structural equation modeling. En R. H. Hoyle (Ed.), *Handbook of Structural Equation Modeling* (pp. 472–492). The Guildford Press.
- Raykov, T., & Hancock, G. R. (2005). Examining change in maximal reliability for multiple-component measuring instruments. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, 58(1), 65–82. <https://doi.org/10.1348/000711005X38753>
- Reise, S. P., Scheines, R., Widaman, K. F., & Haviland, M. G. (2013). Multidimensionality and Structural Coefficient Bias in Structural Equation Modeling. *Educational and Psychological Measurement*, 73(1), 5–26. <https://doi.org/10.1177/0013164412449831>
- Rosseel, Y. (2012). lavaan : An R Package for Structural Equation Modeling. *Journal of Statistical Software*, 48(2), 1–36. <https://doi.org/10.18637/jss.v048.i02>
- Selye, H. (1960). *La tensión en la vida (el estrés)*. Compañía General Fabril Editora.
- 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>
- Tabachnick, B. G., & Fidell, L. S. (2019). *Using Multivariate Statistics* (7th ed.). Pearson Education.
- Taboada, M. V. (2015). *La medición del estrés en contextos académicos en estudiantes universitarios*. Universidad Da Coruña. <https://core.ac.uk/download/pdf/61916735.pdf>
- Tanaka, Y., Kanazawa, M., Fukudo, S., & Drossman, D. A. (2011). Biopsychosocial Model of Irritable Bowel Syndrome. *Journal of Neurogastroenterology and Motility*, 17(2), 131–139. <https://doi.org/10.5056/jnm.2011.17.2.131>
- 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>

- Vizoso, C., & Gundín, O. A. (2016). Estresores académicos percibidos por estudiantes universitarios y su relación con el burnout y el rendimiento académicos. *Anuario de Psicología*, 46(2), 90–97. <https://doi.org/10.1016/j.anpsic.2016.07.006>
- 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>