

Validación y confiabilidad de la Escala de Procrastinación Académica en estudiantes universitarios de Perú*

Validation and reliability of the Academic Procrastination Scale in university students in Peru

Manuel Enrique Chenet Zuta¹

Doctor en Psicología
Universidad Nacional Autónoma de México, México
Correos electrónicos: manuel.chenet@comunidad.unam.mx, manchenet@gmail.com
ORCID: <https://orcid.org/0000-0003-2088-2541>

Rigoberto León Sánchez²

Doctor en Psicología Educativa y del Desarrollo
Universidad Nacional Autónoma de México, México
Correo electrónico: rigobert@unam.mx
ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-0838-3507>

Jorge Luis Montes Domínguez³

Doctor en Psicología
Universidad Autónoma de Occidente, México
Correo electrónico: jorge.montes@uadeo.mx
ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-1018-6430>

Zuraya Monroy Nasr⁴

Doctora en Filosofía
Universidad Nacional Autónoma de México, México
Correo electrónico: zuraya03@gmail.com
ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-3837-5735>

Fernando Flores Camacho⁵

Doctor en Pedagogía
Universidad Nacional Autónoma de México, México
Correo electrónico: fernando.flores@icat.unam.mx
ORCID: <https://orcid.org/0000-0001-6165-4946>

Recibido: 10/11/2024
Evaluado: 10/06/2025
Aprobado: 11/06/2025

1 CRedit: investigación.

2 CRedit: metodología.

3 CRedit: conservación de datos.

4 CRedit: conceptualización.

5 CRedit: conceptualización.

* Para citar este artículo: Chenet-Zuta, M. E., León-Sánchez, R., Montes-Domínguez, J. L., Monroy-Nasr, Z. y Flores-Camacho, F. (2025). Validación y confiabilidad de la Escala de Procrastinación Académica en estudiantes universitarios de Perú. *Revista Informes Psicológicos*, 25(2), 58-70. <https://doi.org/10.18566/infpsic.v25n2a04>

Resumen

La procrastinación académica se define como una dificultad en los procesos de autorregulación que provoca la demora voluntaria de actividades planificadas, aunque se anticipe una situación peor como consecuencia de la demora; tiene consecuencias negativas, por lo que se necesita información al respecto. El objetivo de este estudio fue estudiar las propiedades psicométricas de la Escala de procrastinación académica (Busko, 1998) en la versión adaptada por Álvarez (2010). En el método participaron 343 estudiantes universitarios de Perú de diferentes carreras entre 18 y 25 años. La escala con 16 reactivos se administró en línea, después de obtener el consentimiento informado de los participantes. Los resultados mostraron que la escala tuvo la misma estructura que la original, pero con 8 reactivos con un ajuste adecuado y buena confiabilidad (α ordinal = .86). En conclusión, se obtuvo una versión con evidencias de confiabilidad y validez de constructo para medir la procrastinación académica.

Palabras clave:
Confiabilidad, Medición, Procrastinación académica, Universitarios, Validez.

Abstract

Academic procrastination is defined as a difficulty in self-regulation processes that leads to the voluntary delay of planned activities, even when a worse situation is anticipated as a consequence of the delay; it has negative consequences, thus information about it is needed. The objective of this study was to examine the psychometric properties of the Academic Procrastination Scale (Busko, 1998) in the version adapted by Álvarez (2010). The study involved 343 university students in Peru from various degree programs aged between 18 and 25 years. The 16-item scale was administered online after obtaining the participants' informed consent. The results showed that the scale had the same structure as the original but with 8 items, with an adequate fit and good reliability (ordinal α = .86). In conclusion, a version with evidence of reliability and construct validity to measure academic procrastination was obtained.

Keywords:
Reliability, Measurement, Academic procrastination, University students, Validity.

Introducción

La procrastinación académica significa retrasar las tareas relacionadas con la escuela, incluso cuando se enfrentan a consecuencias negativas (Steel y Ferrari, 2013). Esto se diferencia de la procrastinación activa, la cual describe un retraso intencional y estratégico de las tareas, y se ve como un acto de autorregulación y no asociado con consecuencias negativas. Por esta razón, la procrastinación pasiva se ha asociado con un menor compromiso con las metas y un menor uso de estrategias de aprendizaje organizacionales y metacognitivas. Asimismo, se ha encontrado que los estudiantes con altos niveles de procrastinación muestran bajos niveles de aprendizaje autorregulado (Hong et al., 2021).

La procrastinación académica se puede definir como una forma de falla autorreguladora con la que una persona retrasa, voluntariamente, un curso de acción intencionado (Steel, 2007), y ello a pesar de saber que la demora solo empeorará la situación; por ejemplo, posponer el estudio para el examen. Ziegler y Opdenakker (2018) enfatizan la diferencia entre posponer las cosas y retrasar irracional e innecesariamente una tarea a pesar de su prioridad. Solo lo último se clasificaría como procrastinación. En otros casos se ha considerado que posponer es parte de una estrategia, lo cual le da una connotación positiva (Steel, 2007).

De acuerdo con Ziegler y Opdenakker (2018), la investigación tradicional considera que la procrastinación es un rasgo de carácter persistente y estable a lo largo del tiempo y en todos los contextos. No obstante, parece que este fenómeno cambia con el tiempo y depende del contexto de la tarea. Por ejemplo, en estudiantes universitarios se ha visto que, durante el transcurso del semestre, la conducta dilatoria aumenta al inicio, pero disminuye al final, tiempo en el que, llamativamente, se realizan los exámenes finales.

Ahora bien, si la autorregulación del aprendizaje implica la autoconciencia, la automotivación y la habilidad conductual para dirigir las hacia la consecución de las metas planeadas (Zimmerman, 2002), parece lógico suponer que desarrollar el aprendizaje autorregulado requerirá del esfuerzo proactivo (iniciativa personal y responsabilidad). De este modo, como lo mencionan Valenzuela et al. (2020), las propiedades proactivas del funcionamiento autónomo solo podrían surgir si el estudiante se motiva a sí mismo y tiene la competencia para autodirigir su aprendizaje, dejando atrás la dilación crónica de las tareas y haciendo, quizás, de la posposición, una pauta más de la estrategia de autorregulación.

Sin embargo, la procrastinación implica, en todos los casos, que sus efectos son negativos: fracaso escolar, deserción en la escuela, entre otras; por lo que es fundamental poder comprenderla y, así, planear estrategias que ayuden a disminuirla (González-Brignardello y Sánchez-Elvira-Paniagua, 2013). Para este fin es necesario contar con instrumentos confiables, válidos y culturalmente justos que ayuden a generar la información necesaria para disminuir el problema. Uno de los instrumentos más utilizados con este propósito es la Escala de procrastinación académica (Busko, 1998) la cual fue desarrollada para medir dicho tipo de procrastinación en los estudiantes universitarios y está conformada por 16 reactivos en la forma de afirmaciones, con opciones de respuesta tipo Likert de cinco puntos

en términos de frecuencia. El estudio de validación original se desarrolló con 112 estudiantes universitarios canadienses, en idioma inglés, y en el que se determinó que tiene adecuada confiabilidad por su consistencia interna (*alpha de Cronbach* = .86) y con dos dimensiones obtenidas de análisis factorial exploratorio y, porque, además, cuenta con evidencia robusta en varios estudios subsecuentes.

La escala ha sido traducida al español y validada en distintos países de América Latina, por ejemplo, en Chile (Guerra y Jorquera, 2024), con la cual se probaron las propiedades psicométricas de la escala con una muestra de 600 estudiantes universitarios. Y se determinó que el mejor ajuste para la escala era con una versión corta, con 12 reactivos y adecuada confiabilidad.

En Perú se han realizado varios estudios psicométricos sobre las propiedades de la escala. Primero, Álvarez (2010), en una muestra de estudiantes de bachillerato, buscando evidencias de validez de constructo a través de la estructura de la escala, en un análisis factorial exploratorio, pero el porcentaje de varianza explicada resultó muy bajo (23 %), lo que pudo deberse al cambio en el tipo de estudiantes o, bien, al cambio en el idioma. Posteriormente, Domínguez (2016) realizó un estudio con la finalidad de obtener criterios normativos (baremos) de la Escala de procrastinación académica en estudiantes de psicología, de Lima. Participaron 717 estudiantes (74,3 % mujeres) de edades comprendidas entre 17 y 54 años ($M = 22.65$; $DE = 6.49$). El análisis factorial confirmatorio mostró adecuado ajuste para la estructura de dos dimensiones y buena confiabilidad; sin embargo, los puntajes no se ajustaron a la normalidad, por lo que los baremos se hicieron con percentiles. Más tarde, en 2020, Trujillo y Noé (2020) hicieron un estudio con el objetivo de evaluar las evidencias de validez y confiabilidad de la Escala de procrastinación académica en 366 estudiantes peruanos de 12 a 17 años, de la ciudad de Chiclayo. Encontraron un modelo unidimensional con 8 reactivos que tuvo adecuado ajuste en análisis factorial confirmatorio y buena confiabilidad.

Todos los estudios encontrados en Perú han encontrado modelos ajustados con diferencias en el número de reactivos y dimensiones, por lo que se propone desarrollar un estudio psicométrico para la versión más larga de la escala (16 reactivos) y, así, contrastar las estructuras y buscar aquella con mejor ajuste en universitarios de Perú.

Método

Diseño

Se realizó un estudio instrumental psicométrico con un diseño transversal de una sola muestra (Losada et al., 2022; Montero y León, 2007; Tabachnick y Fidell, 2007).

Participantes

Mediante un muestreo no probabilístico por conveniencia se seleccionaron 343 participantes, estudiantes universitarios entre los 18 a 25 años ($M.=20.53$; $D.E.=1.22$), 40,23 % mujeres (138) y 59,77 % (205) hombres. El 61,22 % (210) eran de la Universidad Nacional Tecnológica de Lima y el 38,78 % (133) de la Facultad de Ciencias Administrativas de la Universidad Nacional Mayor de San Marcos, estudiantes de las carreras de Administración de Empresas, Ingeniería Ambiental, Ingeniería de Sistemas, Ingeniería Electrónica y Telecomunicaciones, Ingeniería Mecánica y Eléctrica, Administración, Administración de Negocios Internacionales y Administración de Turismo. Los datos se recolectaron en el año 2021. Los criterios de inclusión fueron que, en el momento de la aplicación, estuvieran inscritos y que accedieran a participar voluntariamente. Los criterios de exclusión, que fueran estudiantes irregulares o que no hubieran respondido al consentimiento informado; y el criterio de eliminación, que no hubieran respondido al instrumento en su totalidad.

Consideraciones éticas

Para esta investigación se siguió el código ético de la American Psychological Association (APA, 2017), junto con la obtención de un consentimiento informado en el que se explicó a los participantes, tanto el aviso de privacidad en el que se explicaba la confidencialidad de la información y como los mecanismos para ejercer los derechos ARCO para consultar, modificar, actualizar o retirar la información de acuerdo con la Ley General de Protección de Datos Personales en Posesión de Sujetos Obligados (2017), de México.

Instrumentos

- Formato de datos sociodemográficos: se preguntaron datos como el género, la edad, la universidad, la carrera y el semestre, a pesar de que todos son datos personales no se preguntó el nombre, y el tratamiento fue sólo estadístico.
- Escala de procrastinación académica (Busko, 1998), adaptada al español por Álvarez (2010): el instrumento cuenta con 16 reactivos en forma de afirmaciones con siete opciones de respuesta tipo Likert: 1 = nunca, 2 = muy pocas veces, 3 = algunas veces, 4 = indeciso, 5 = frecuentemente, 6 = muy frecuentemente, 7 = siempre; organizadas en una única dimensión. Presenta una fiabilidad, a través del coeficiente Alfa de Cronbach, de $\alpha = .86$.

Procedimiento

En primer lugar, se realizó contacto con las autoridades de la Universidad Nacional Tecnológica de Lima Sur (UNTELS) y la Universidad Nacional Mayor de San Marcos (UNMSM) por medio de una carta, dirigida al rector o presidente de cada universidad, en la cual se indicaban las características de la investigación y la solicitud de autorización para aplicar los instrumentos a los estudiantes de la UNMSM, pertenecientes a la Facultad de Ciencias Administrativas en las carreras de Administración, Negocios Internacionales y Administración de Turismo y en la UNTELS a los estudiantes de las carreras de Administración de Empresas, Ingeniería Ambiental, Ingeniería de Sistemas, Ingeniería Electrónica y Telecomunicaciones, Ingeniería Mecánica y Eléctrica. Después de obtenido el permiso por parte de las facultades correspondientes, se invitó a los alumnos a participar en el estudio. Los que dieron su consentimiento de participación recibieron el enlace del cuestionario en línea, a través de la plataforma de Google, el cual sería resuelto de manera anónima.

Análisis de datos

Para el análisis estadístico de los datos, primero se llevó a cabo un Análisis factorial confirmatorio con la finalidad de obtener evidencias de la validez de constructo de la escala (Ledesma et al., 2019; Morata-Ramírez et al., 2015). Se eligió usar el método de estimación de máxima verosimilitud robusta, por ajustarse correctamente a datos con faltas a la normalidad estadística o de muestras medianas o pequeñas ($n < 800$) (West et al., 2012). Luego se compararon varios modelos: un modelo unidimensional con 16 reactivos (Álvarez, 2010), un modelo bidimensional con 16 reactivos (Domínguez, 2016), un modelo bidimensional con 12 reactivos (Guerra y Jorquera, 2024) y un modelo unidimensional con 8 reactivos (Trujillo y Noé, 2020). La identificación se hizo fijando a 1 la carga factorial del primer reactivo, para definir la métrica de la variable latente (Kenny y Milán, 2012).

Por otra parte, para evaluar el ajuste global de la escala, se usó la prueba de bondad de ajuste *chi* cuadrada dividida entre sus grados de libertad, de la cual se esperan valores menores a 3.00 para hablar de un buen ajuste, además de los siguientes índices de ajuste: índice de ajuste comparativo de Bentler CFI, que debe tener valores ≥ 0.95 para señalar un buen ajuste y la raíz cuadrada media del error de aproximación RMSEA, que debe tener valores inferiores a ≤ 0.08 para indicar un buen ajuste (Hu y Bentler, 1999). En caso de no encontrar un adecuado ajuste global, se evaluaría el ajuste local del modelo, mediante índices de modificación para volver a especificarlo. Los datos se analizaron en el programa estadístico R en su versión R version 4.4.1 (2024-06-14 ucrt) -- "*Race for Your Life*" y el paquete LAVAAN (Rosseel, 2012).

Resultados

Los resultados de los reactivos de la escala muestran distribuciones distintas a la normalidad, como se evidencia en la Tabla 1.

Tabla 1

Estadísticos descriptivos de los reactivos de la escala

Reactivo	Frecuencia por opción de respuesta (%)					M	DE	Asimetría	Curtosis	r ítem-test
	1	2	3	4	5					
1	25	28	25	12	10	2.48	1.00	.16	-.54	.42**
2	7	12	9	30	42	4.02	.89	-.44	1.16	.67**
3	32	27	23	9	9	2.41	.95	.19	-.40	.45**
4	29	28	26	10	7	2.03	1.05	.18	-.53	.41**
5	10	12	15	25	38	3.92	.99	-.36	1.02	.58**
6	25	28	25	12	10	2.48	1.00	.16	-.54	.40**
7	8	15	16	30	31	3.85	1.02	-.34	.98	.52**
8	35	27	12	10	16	2.54	1.25	.22	-.51	.41**
9	39	34	5	15	7	2.25	1.02	.38	-.78	.41**
10	4	5	6	40	45	4.70	.79	-.52	1.22	.55**
11	12	10	10	28	40	4.04	1.05	-.32	.98	.58**
12	14	16	8	26	36	3.99	1.12	-.28	.91	.62**
13	15	18	12	22	33	3.95	.92	-.41	1.06	.70**
14	10	7	23	31	29	3.89	.94	-.30	1.03	.57**
15	48	26	10	9	7	1.85	.82	.45	-.85	.42**
16	39	34	5	15	7	2.25	1.02	.38	-.78	.43**

Nota. **p<.01

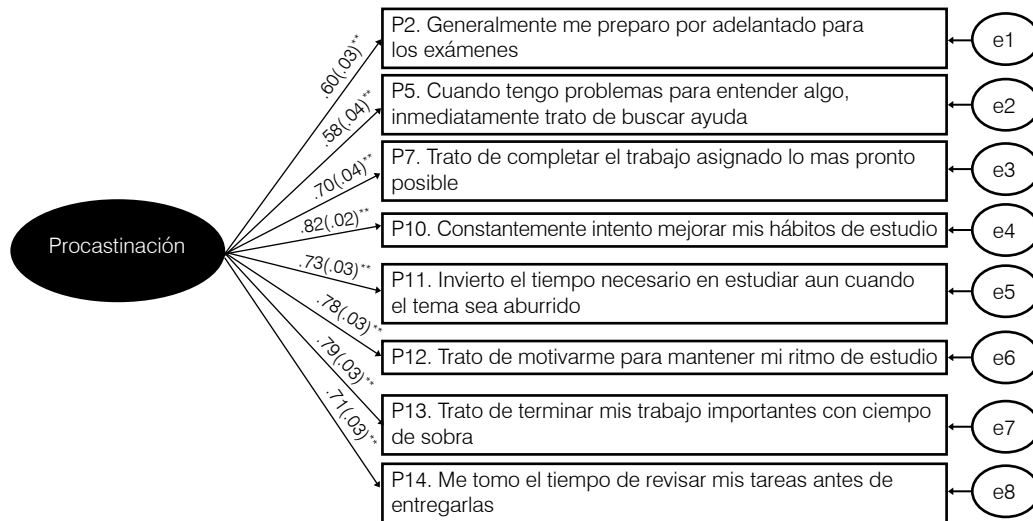
En el análisis factorial confirmatorio los modelos unidimensional con 16 reactivos (Álvarez, 2010), bidimensional con 16 reactivos (Domínguez, 2016) y bidimensional con 12 reactivos (Guerra y Jorquera, 2024) tuvieron falta de ajuste global para explicar los datos; mientras que la estructura unidimensional con ocho reactivos tuvo (Trujillo y Noé, 2020) correcto ajuste, como se muestra en la Tabla 2.

Tabla 2
Índices de ajuste de los modelos comparados

Modelo	CFMIN	CFI	RMSEA
Unidimensional con 16 reactivos (Álvarez, 2010)	8.26	.85	.14
Bidimensional con 16 reactivos (Dominguez, 2016)	4.32	.92	.09
Bidimensional con 12 reactivos (Guerra y Jorquera, 2024)	3.25	.94	.09
Unidimensional con ocho reactivos (Trujillo y Noé, 2020)	1.30	.99	.03

La solución estandarizada del análisis para el modelo unidimensional con ocho reactivos (Trujillo y Noé, 2020) correctamente ajustado se muestra en la Figura 1.

Figura 1
Solución estandarizada de la escala de procrastinación académica



$$\chi^2_{(20)} = 26.16, p = .16; \chi^2/df = 1.30; CFI = .99; RMSEA = .031; 95\% CI (.025 - .035); SRMR = .02$$

La confiabilidad por consistencia interna de la escala fue adecuada (Alpha Ordinal = .86; Omega de McDonald = .84), se decidió usar estos coeficientes de confiabilidad porque están especialmente diseñados para estimar la confiabilidad de datos ordinales, como las respuestas a los reactivos de esta escala, sin las distorsiones que se producen en otros coeficientes, por ejemplo, el Alpha de Cronbach, por la falta de continuidad al no estar basado en datos intervalares (Trizano y Alvarado, 2016).

Discusión

El objetivo principal de este estudio fue validar psicométricamente la Escala de procrastinación académica (Busko, 1998), adaptada por Álvarez (2010) al idioma español, en una muestra de estudiantes universitarios peruanos que se logró proporcionando evidencia de confiabilidad y validez (Edwards y Wirth, 2009).

Con respecto a su poder discriminatorio, se encontró que todos los elementos retenidos eran discriminatorios, ya que estaban adecuadamente relacionados con la construcción subyacente, como lo demuestran las cargas factoriales superiores a .40 (Whittaker, 2012).

En cuanto a la confiabilidad, se obtuvieron buenos resultados de consistencia interna, (Trizano y Alvarado, 2016). Se considera como evidencia de validez de constructo que el análisis confirmatorio se alinea con la estructura encontrada y la versión validada inmediatamente anterior en Perú de la escala, que consta de ocho reactivos (Trujillo y Noé, 2020).

Es importante señalar que tanto el estudio actual como el de Trujillo y Noé (2020) obtuvieron sus datos en la pandemia de covid-19, lo que puede hacer que las condiciones entre ambos estudios fueran más similares que en otros con estructuras diferentes, como el de Domínguez (2016) con dos dimensiones o el de Guerra y Jorquera (2024), también con dos dimensiones, que se llevó a cabo después de la pandemia y en otro país.

Los análisis realizados implicaron una reducción del número de ítems de 16, en la escala original de Busko (1998), a una escala reducida de 8 ítems, que ya se había observado en Perú (Trujillo y Noé) y que fue validada en estudiantes de secundaria. Los cambios en la estructura de las escalas pueden explicarse por dos razones: la primera, que los datos se obtuvieron en el periodo de los confinamientos preventivos de la pandemia por covid-19, que cambió las dinámicas de la educación superior a nivel global, nacional y local para todos los actores sociales que la conforman (estudiantes, académicos, trabajadores manuales y administrativos, y autoridades) y que se enfrentaron a condiciones desconocidas y nuevas que no tenían las mismas características que los medios anteriores a la pandemia (Marinoni, et al., 2020; Ordorika, 2020). La segunda razón es que el contexto cultural de Perú es diferente al de los países de origen de las escalas adaptadas, si bien es cierto que no en todos los casos hay cambios en la definición de las dimensiones que comprenden una variable, también es importante decir que la cultura, incluso, tiene efectos en la expresión de procesos universales, como las emociones (Matsumoto, 2001); por lo que es común que pueda cambiar la forma de otros constructos, que no solo son susceptibles a los cambios en las culturas nacionales, sino también a aquellos de las culturas organizacionales, por ser las instituciones de educación superior organizaciones (Hofstede, 2011).

A pesar de estos cambios, se puede considerar que los resultados del estudio son válidos, pues una fortaleza del estudio es que los análisis estadísticos realizados se seleccionaron, especialmente, para el tipo de datos con los que se contaba y no se violaron

supuestos fundamentales de los modelos estadísticos que representan la información; por lo que puede considerarse que los resultados generados están libres de distorsiones y explican la información obtenida de manera clara y precisa (Edwards y Wirth, 2009).

Las limitaciones del presente estudio radican en el hecho de que la muestra no fue seleccionada al azar y, además, es una validación específica de Perú; por lo que se requiere más investigación antes de usarla en otros contextos.

En conclusión, la escala es un instrumento válido y confiable para medir procrastinación en estudiantes universitarios de Perú.

Financiación: este artículo es producto del proyecto denominado “El aprendizaje auto-regulado, la procrastinación académica, la satisfacción académica, el bienestar psicológico y el rendimiento académico en estudiantes universitarios. Modelo teórico-empírico aplicado en el Perú”, el cual se realizó con recursos propios.

Agradecimientos: Al Consejo Nacional de Ciencia y Tecnología CONACYT de México por la financiación de este proyecto mediante la beca otorgada para los estudios de doctorado. Número: CVU 859861

Referencias

- Álvarez, O. (2010). Procrastinación general y académica en una muestra de estudiantes de secundaria de Lima metropolitana. *Revista Persona*, 13, 159- 177. <https://www.redalyc.org/pdf/1471/147118212009.pdf>
- American Psychological Association [APA]. (2017). *Ethical principles of psychologists and code of conduct* (2002, amended effective June 1, 2010, and January 1, 2017). <https://www.apa.org/ethics/code/>
- Busko, D. (1998). *Causes and consequences of perfectionism and procrastination: A structural equation model* [Tesis de maestría no publicada, University of Guelph].
- Domínguez, S.A. (2016). Datos normativos de la Escala de Procrastinación Académica en estudiantes de psicología de Lima. *Revista Evaluar*, 16(1), 20-30. <https://doi.org/10.35670/1667-4545.v16.n1.15715>
- Edwards, M. C. y Wirth, R. J. (2009). Measurement and the study of change. *Research in Human Development*, 6(2-3), 74-96. <https://doi.org/10.1080/15427600902911163>
- González-Brignardello, M. P. y Sánchez-Elvira-Paniagua, Á. (2013). ¿Puede amortiguar el Engagement los efectos nocivos de la procrastinación académica? *Acción Psicológica*, 10(1), 115-134. <https://revistas.uned.es/index.php/accionpsicologica/article/view/7039>
- Guerra, F. E. y Jorquera, R.A. (2024). Propiedades psicométricas de la escala de procrastinación académica en universitarios chilenos. *Formación Universitaria*, 17(3), 47-56. <https://dx.doi.org/10.4067/s0718-50062024000300047>
- Hofstede, G. (2011). Dimensionalizing cultures: The Hofstede model in context. *Online Readings in Psychology and Culture*, 2(1), 2307-0919. <https://scholarworks.gvsu.edu/orpc/vol2/iss1/8/>

- Hong, J. C., Lee, Y. F. y Ye, J. H. (2021). Procrastination predicts online self-regulated learning and online learning ineffectiveness during the coronavirus lockdown. *Personality and Individual Differences*, 174, 110673. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2021.110673>
- Hu, L. T. y 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>
- Kenny, D. A. y Milan, S. (2012). Identification: A nontechnical discussion of a technical issue. In R. H. Hoyle (Ed.), *Handbook of structural equation modeling* (pp.145–163). Guilford Press.
- Ledesma, R. D., Ferrando, P. J. y Tosi, J. D. (2019). Uso del análisis factorial exploratorio en RIDEP: recomendaciones para autores y revisores. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación, RIDEP*, 52(3), 173-180. <https://doi.org/10.21865/RIDEP52.3.13>
- Ley general de protección de datos personales en posesión de sujetos obligados. *Diario Oficial de la Federación [DOF]*, 26 de enero de 2017, (México). <https://www.gob.mx/indesol/documentos/ley-general-de-proteccion-de-datos-personales-en-posesion-de-sujetos-obligados>
- Losada, A.V., Zambrano-Villalba, C. y Marmo, J. (2022). Clasificación de métodos de investigación en psicología. *Revista Psicología UNEMI*, 6(11), 13-31. <https://doi.org/10.29076/issn.2602-8379vol6iss11.2022pp13-31p>
- Marinoni, G. y van't Land, H. (2020). The Impact of COVID-19 on Global Higher Education. *International Higher Education*, 102, 7–9. <https://ejournals.bc.edu/index.php/ihe/article/view/14593>
- Matsumoto, D. (2001). Culture and Emotion. In D. Matsumoto (Ed.), *The handbook of culture and psychology* (pp. 171–194). Oxford University Press.
- Montero, I. y León, O. G. (2007). A guide for naming research studies in psychology. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 7(3), 847–862. <https://www.redalyc.org/pdf/337/33770318.pdf>
- Morata-Ramírez, M. A., Holgado-Tello, F. P., Barbero-García, I. y Méndez, G. (2015). Análisis factorial confirmatorio: recomendaciones sobre mínimos cuadrados no ponderados en función del error Tipo I de Ji-Cuadrado y RMSEA. *Acción Psicológica*, 12(1), 79-90. <https://revistas.uned.es/index.php/accionpsicologica/article/view/14362>
- Ordorika, I. (2020). Pandemia y educación superior. *Revista de la Educación Superior*, 194(49), 1-8. https://www.researchgate.net/publication/346938048_Pandemia_y_educacion_superior
- 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>
- Steel, P. (2007). The nature of procrastination: A meta-analytic and theoretical review of quintessential self-regulatory failure. *Psychological Bulletin*, 133(1), 65–94. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.133.1.65>
- Steel, P. y Ferrari, J. (2013). Sex, education and procrastination: an epidemiological study of procrastinators' characteristics from a global sample. *European Journal of Personality*, 27(1), 51-58. <https://doi.org/10.1002/per.1851>
- Tabachnick, B. y Fidell, L. (2007). *Using Multivariate Statistics* (5.ª ed.). Pearson.
- Trizano, I. y Alvarado, J. M. (2016). Best alternatives to Cronbach's Alpha reliability in realistic conditions: Congeneric and asymmetrical measurements. *Frontiers in Psychology*, 7, 769. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2016.00769>
- Trujillo, K. y Noé, M. (2020). La Escala de procrastinación académica (EPA): validez y confiabilidad en una muestra de estudiantes peruanos. *Revista de Psicología y Educación*, 15(1), 98-107. <https://doi.org/10.23923/rpye2020.01.189>

- Valenzuela, R., Codina, N., Castillo, I. y Pestana, J. V. (2020). Young university students' academic self-regulation profiles and their associated procrastination: Autonomous functioning requires self-regulated operations. *Frontiers in Psychology*, 11, 354. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2020.00354>
- West, S. G., Taylor, A. B. y Wu, W. (2012). Model fit and model selection in structural equation modeling. En R. H. Hoyle (Ed.), *Handbook of Structural Equation Modeling* (pp. 209-231). Guilford Press.
- Whittaker, A. (2012). *Research skills for social work*. (2.^a ed.). Sage. <https://us.sagepub.com/en-us/nam/research-skills-for-social-work/book238813>
- Ziegler, N. y Opdenakker, M. C. (2018). The development of academic procrastination in first-year secondary education students: The link with metacognitive self-regulation, self-efficacy, and effort regulation. *Learning and Individual Differences*, 64, 71-82. doi: <https://doi.org/10.1016/j.lindif.2018.04.009>
- Zimmerman, B. J. (2002). Becoming a self-regulated learner: An overview. *Theory Into Practice*, 41(2), 64-70. https://doi.org/10.1207/s15430421tip4102_2

Escala de Procrastinación Académica para estudiantes universitarios - EPAU (Chenet-Zuta, León-Sánchez, Montes-Domínguez, Monroy-Nasr, Flores-Camacho, 2025)

Estimado estudiante recibe nuestros cordiales saludos.

Por favor marca con una **X**, en los espacios correspondientes a cada una de las frases, la respuesta que mejor se adecua a lo que tú crees o piensas respecto de lo que se está afirmando. Trata de no demorarte en cada frase, recuerda que tu primera reacción es probablemente la mejor. No te preocupes por tratar de aparentar una buena imagen ya que todos tus datos y tus respuestas son *anónimos y confidenciales*.

Deberás tener en cuenta estas alternativas de respuesta:

- 1 = Nunca**
- 2 = Muy pocas veces**
- 3 = Algunas veces**
- 4 = Indeciso**
- 5 = Frecuentemente**
- 6 = Muy frecuentemente**
- 7 = Siempre**

Frases	1	2	3	4	5	6	7
Generalmente me preparo por adelantado para los exámenes.							
Cuando tengo problemas para entender algo, inmediatamente trato de buscar ayuda.							
Trato de completar el trabajo asignado lo más pronto posible.							
Constantemente intento mejorar mis hábitos de estudio.							
Invierto el tiempo necesario en estudiar aun cuando el tema sea aburrido.							
Trato de motivarme para mantener mi ritmo de estudio.							
Trato de terminar mis trabajos importantes con tiempo de sobra.							
Me tomo el tiempo de revisar mis tareas antes de entregarlas.							

La escala es unidimensional.
Todos los ítems de la escala son inversos.