

Dimensionalidad e Invarianza de Medición de la Escala de Procrastinación Académica en Estudiantes Universitarios Peruanos

Dimensionality and Measurement Invariance of the Academic Procrastination Scale in Peruvian University Students

Daniel E. Yupanqui-Lorenzo¹, Julio Cesar Morin Huapaya², Wilson A. Becerra-Herrera³, Wildo Siancas-Villano⁴, Brenda Caira-Chuquineyra⁵, Rosa Mamani-Choque⁶ y Pablo D. Valencia⁷

Resumen

Existe una imperiosa necesidad de evaluar los instrumentos de procrastinación actuales, con especial atención a la Escala de Procrastinación Académica (EPA), ampliamente utilizada en Latinoamérica, cuya dimensionalidad ha experimentado variaciones constantes en la literatura. Para ello se aplicó la EPA a 1308 estudiantes universitarios siguiendo un muestreo no probabilístico. Inicialmente, se observó que el ítem 4 reflejaba una actividad cotidiana más que comportamientos directos de procrastinación. Posteriormente, se exploraron diversas variaciones de la EPA, conforme a la literatura y las propuestas del presente estudio. El modelo de dos factores, excluyendo el ítem 4 y con correlación de errores entre los ítems 6 y 7, demostró ser adecuado en términos de ajuste, logrando la invarianza entre los participantes de ambos sexos. El estudio concluye que se debe emplear la EPA con precaución, dada la variabilidad estructural en la literatura y la limitada consistencia interna en la dimensión de postergación de actividades.

Palabras clave: procrastinación académica, autorregulación, postergación, invarianza de medición, conducta procrastinadora

Abstract

The evaluation of current procrastination instruments is urgently needed, with particular attention to the Academic Procrastination Scale (EPA), widely used in Latin America. The dimensionality of the EPA has experienced constant variations in the literature. To achieve this purpose, the EPA was applied to 1308 university students using non-probabilistic sampling. Initially, it was observed that item 4 reflected a daily activity rather than direct procrastination behaviors. Subsequently, the study explored several variations of the EPA in accordance with the literature and the proposals of the present study. The two-factor model, which excluded item 4 and had error correlation between items 6 and 7, was found to be adequate in terms of fit and achieved invariance between male and female participants. The study concludes that caution should be exercised when using the EPA due to the structural variability in the literature and the limited internal consistency in the procrastination dimension.

Keywords: academic procrastination, self-regulation, procrastination, measurement invariance, procrastination behavior

¹Magister en Docencia Universitaria, Licenciado en Psicología. Docente Investigador de la Universidad de Ciencias y Humanidades. Av. Universitaria 5175, Los Olivos, Lima, Perú. +51 923420764. ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-8977-2888>. Correo: dyupanqui@uch.edu.pe. Autor de correspondencia.

²Licenciado en Psicología, Universidad César Vallejo. Mz. G2 Lt. 14 Alameda Norte, Puente Piedra, Lima, Perú. +51 956228361. ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-5719-1931>. Correo: jcmorinhupaya@gmail.com

³Licenciado en Psicología, Universidad Autónoma del Perú. Av. Pastor Sevilla 1, V.E.S., Lima, Perú. +34 624152738. ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-4703-8589>. Correo: alexisb409@gmail.com

⁴Bachiller en Psicología. Magister en Educación con mención en Psicología Educativa. Universidad San Ignacio de Loyola, Perú. +51 962213721. ORCID: <https://orcid.org/0000-0001-7700-178X>. Correo: wsiancasv@gmail.com

⁵Estudiante de Medicina Humana de la Universidad Nacional de San Agustín, Perú. Miembro de la Sociedad Científica de Estudiantes de Medicina Agustinos (SOCIEMA). +51 956282647. ORCID: <https://orcid.org/0000-0003-4787-5552>. Correo: brendacaira2998@gmail.com

⁶Egresada de Psicología. Universidad Nacional Mayor de San Marcos, Perú. +51 972104485. ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-2513-2320>. Correo: rosa.mamani6@unmsm.edu.pe

⁷Licenciado en Psicología. Doctorante en Psicología y Salud en la Universidad Nacional Autónoma de México. Facultad de Estudios Superiores Iztacala, Universidad Nacional Autónoma de México, México. ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-6809-1805>. Correo: pablo.valencia@ired.unam.mx

Introducción

La procrastinación se considera un constructo polisémico debido a la amplitud de definiciones que recibe. Inicialmente, se entendía como la conducta de postergar alguna actividad (Ferrari & Díaz-Morales, 2007). Posteriormente, Ferrari et al. (1995) la definieron como la acción de posponer la finalización de una actividad, generando insatisfacción y malestar. Busko (1998) la consideró como una tendencia a postergar, justificada mediante excusas, para reducir el impacto de la culpabilidad y el malestar psicológico.

Existen varias teorías que explican la procrastinación, incluyendo las de orientación conductual, que destacan la asociación entre comportamiento y reforzamiento, generando preferencia por tareas de rápido desarrollo con recompensas inmediatas (Atalaya & García, 2019; Steel, 2007). Por otro lado, la teoría cognitiva apunta a un proceso disfuncional que implica esquemas desadaptativos sobre el rechazo social, sugiriendo que los procrastinadores son conscientes de sus comportamientos (Atalaya & García, 2019). La deficiencia en la autorregulación de conductas se identificó como un elemento causal de la procrastinación, con consecuencias negativas en el desarrollo académico y personal (Quant & Sánchez, 2012).

Por otro lado, la revisión de la literatura destacó la dualidad de opiniones sobre la procrastinación en hombres y mujeres, y sus diferencias. Mientras algunos autores encontraron diferencias notables entre el sexo (p.e. Dominguez-Lara et al., 2019; Huang, 2013; Khan et al., 2014), otros no llegaron a la misma conclusión (p.e. Beswick et al., 1988; Özer & Ferrari, 2011). En la actualidad, no se puede asegurar que la procrastinación se produzca más en un sexo que en el otro. Dada esta importante discrepancia, los instrumentos deben mostrar evidencia estadística de que la medición es imparcial entre los dos grupos (Dimitrov, 2010).

Instrumentos sobre procrastinación

La medición de la procrastinación es fundamental para explorar el constructo y tener una mayor comprensión para enfocar tratamientos efectivos. Por ello, a diferencia que del ámbito internacional donde se encuentran diferentes instrumentos de medición (p.e. Hidalgo-Fuentes & Martínez-Álvarez, 2023; Lay, 1986; Solomon & Rothblum,

1984; Svartdal & Steel, 2017; Tuckman, 1991), en Perú solo se cuenta con tres medidas adaptadas: la Academic Procrastination Tuckman Scale de Tuckman (1991), la Academic Procrastination Scale – Short Version validado por Alegre-Bravo & Benavente-Dongo (2020) y la Escala de Procrastinación Académica (EPA) de Busko (1998). Esta última, se ha aplicado en diferentes países de Latinoamérica y ha recibido una mayor atención en los últimos años por su brevedad y por medir dos dimensiones de la procrastinación (autorregulación académica y postergación de actividades).

Álvarez-Blas (2010) fue quien adaptó al contexto peruano la EPA, desarrollada por Busko (1998). En su análisis factorial exploratorio (AFE), se obtuvo una estructura unidimensional que explicó el 23.89% de la varianza total. Además, se reportó un coeficiente alfa aceptable ($\alpha=.80$); sin embargo, la adaptación y traducción fueron contextualizadas para un grupo de estudiantes de educación básica.

Posteriormente, Dominguez-Lara et al. (2014) utilizaron la versión de Álvarez-Blas en una muestra de estudiantes universitarios. Se determinó una estructura de dos factores correlacionados y se dejó de lado la unidimensionalidad de la EPA. En el AFE, decidieron eliminar cuatro ítems de la versión original. Estos dos factores explicaron el 49.55% de la varianza total. También se realizó un análisis factorial confirmatorio (AFC) y se concluyó que el modelo de dos factores tenía índices de ajuste adecuados. Posteriormente, se modificó la redacción de los ítems 6 y 7, lo que condujo a una estructura factorial más clara; sin embargo, en términos del análisis de confiabilidad, no se obtuvieron diferencias notables con respecto al modelo anterior (Dominguez-Lara, 2017). Posteriormente, un estudio brasileño utilizó la versión sin cambios de redacción y obtuvo índices de ajuste adecuados de la estructura de dos factores correlacionados ($\chi^2=75.712$, $gl=53$, $p<.001$; CFI=.97; RMSEA=.04 [IC90%:.04-.06]; GFI=.98; SRMR=.06; TLI=.96), con resultados de los coeficientes alfa y omega en su dimensión postergación de actividades ($\alpha=.73$; $\omega=.70$) y autorregulación académica ($\alpha=.84$; $\omega=.79$) (Moura et al., 2021).

Además de los antecedentes, ya mencionados, de Perú (Dominguez-Lara et al., 2014) y Brasil (Moura et al., 2021), la EPA también ha sido estudiada en estudiantes ecuatorianos ($n=290$; Moreta-

Herrera & Durán-Rodríguez, 2018) y mexicanos ($n=361$; Barraza & Barraza, 2018). En ambos casos, los autores llegaron a la misma decisión de mantener un modelo de dos factores. Sin embargo, cabe precisar que este modelo propuesto por Dominguez-Lara et al. (2014) obtuvo un ajuste solo parcialmente aceptable en dichos estudios ($CFI=.90$, $RMSEA=.08-.09$). Esto refuerza la necesidad de continuar explorando la estructura factorial de la EPA con muestras más grandes y probando modelos alternativos que evalúen la capacidad de la EPA para asegurar la medición de la procrastinación académica.

El presente estudio

Este estudio surge a raíz de las limitaciones encontradas en investigaciones anteriores. Una de las limitaciones clave fue el tamaño pequeño y la falta de representatividad en las muestras; en otras palabras, se utilizaron grupos pequeños de un solo tipo de carrera, lo que dificulta hacer generalizaciones (Dominguez-Lara, 2016a, 2017). Por eso, fue esencial aumentar el tamaño de las muestras y encuestar a estudiantes de diversas disciplinas para obtener una comprensión más completa de la procrastinación.

Otra limitación identificada fue la necesidad de evaluar las diferencias entre géneros (Dominguez-Lara et al., 2014). En consecuencia, realizamos un análisis del instrumento entre grupos para garantizar que hombres y mujeres interpreten los ítems de la misma manera. Este enfoque nos permite abordar estas limitaciones y mejorar la validez y aplicabilidad de nuestros hallazgos.

La última limitación señalada fue la variedad de estructuras factoriales en la literatura, generando incertidumbre sobre la mejor forma de estructurar la EPA. Por este motivo, nuestra investigación se propone alcanzar los siguientes objetivos: a) analizar las propiedades psicométricas de la estructura factorial del EPA; b) reportar la confiabilidad de la EPA por sus factores; b) determinar la invarianza factorial del EPA según el género.

Método

Participantes

El muestreo fue no probabilístico por conveniencia, para ello se establecieron los siguientes

criterios de inclusión: a) adultos mayores de 18 años, b) estudiantes universitarios de pregrado, c) estudiantes matriculados en la fecha de recolección de datos, d) ser de nacionalidad peruana. La muestra se conformó por 1308 estudiantes universitarios del Perú cuyas edades oscilaron entre los 15 y los 40 años ($M=20$; $DE=4.82$). El porcentaje de mujeres y hombres fue del 61.62% y 38.38%, respectivamente. Asimismo, el 52.91% solo estudia y el 47.09% estudia y trabaja (a tiempo parcial, tiempo completo, independiente). En cuanto al estado civil, el 76.1% eran solteros, el 20.4% casados, el 3.1% divorciados y el .3% viudos. De acuerdo con los programas académicos se evaluaron a estudiantes de administración (24.1%), farmacia y bioquímica (18.9%), odontología (18.7%), marketing y negocios internacionales (7.1%), derecho (6.3%), sistemas (6.2%), enfermería (4.4%), economía (4.4%), psicología (3.4%), trabajo social (2.5%), contabilidad (1.3%), educación (1.1%), terapia física (1.0%) y comunicación (.5%). Participaron estudiantes universitarios de todos los semestres.

Instrumento

La Escala de Procrastinación Académica (EPA) en la versión adaptada por Dominguez-Lara et al. (2014), se responde en una escala de tipo Likert de 5 puntos (de 1=nunca a 5=siempre). Los 12 ítems se agrupan en dos factores (Postergación de actividades y Autorregulación académica). Asimismo, presenta consistencia por alfa y omega en ambas dimensiones (Postergación de actividades, $\alpha=.75$; $\omega=.79$; Autorregulación académica, $\alpha=.82$; $\omega=.83$).

Procedimiento

El estudio tuvo la aprobación del Comité de Ética de la Universidad de Ciencias y Humanidades (Acta CEI N° 029 – Código-043-22). Tras la aprobación se envió un formulario a los estudiantes a través de correo electrónico institucional. Constaba de tres apartados: 1) Consentimiento informado y objetivos del estudio, 2) Datos sociodemográficos (edad, sexo, estado civil, nivel educativo, semestre, situación laboral), y 3) Escala de Procrastinación Académica (EPA). Luego de la recolección de datos, se elaboró la base de datos y se invirtieron los ítems inversos para poder realizar el análisis estadístico.

Análisis de datos

Se utilizó el programa estadístico R versión 4.2.2. Para el AFC y el análisis de invarianza, se ejecutaron los paquetes lavaan (Rosseel, 2023), psych (Revelle, 2023), semPlot (Epskamp et al., 2022) y semTools (Jorgensen et al., 2022). En un segundo proceso, se agregó el paquete BifactorIndicesCalculator (Dueber, 2021). El análisis de los ítems se realizó utilizando medidas de tendencia central (media), dispersión (desviación estándar) y distribución (asimetría y curtosis). La distribución normal se evaluó a través de los coeficientes de asimetría (g_1) y curtosis (g_2), los cuales deben estar entre ± 1.5 para considerar una aproximada normalidad (George & Mallery, 2020). Asimismo, se analizó la frecuencia descriptiva de las respuestas.

Para el análisis psicométrico, se siguió la recomendación de Rhemtulla et al. (2012) para considerar las opciones de respuesta tipo Likert mayores de cinco como datos continuos. La matriz de correlación de ítems se interpretó con las siguientes categorías: .10 a .30 (débil), .30 a .50 (moderado) y $>.50$ (fuerte) (Cohen, 1988). Decidimos utilizar el estimador robusto de máxima verosimilitud (MLR) con correcciones por no normalidad (Yuan & Bentler, 2000). La confiabilidad se evaluó mediante el coeficiente omega (ω), alfa (α) y el coeficiente omega jerárquico (ω_h) (Choi et al., 2009; Rodriguez et al., 2016).

Los modelos factoriales se analizaron utilizando índices de ajuste: chi-cuadrado (χ^2), grados de libertad (gl), índice de ajuste comparativo (CFI), índice de Tucker Lewis (TLI) y error cuadrático medio de aproximación (RMSEA). Un ajuste de CFI igual o superior a .95 se consideró aceptable, y un valor de RMSEA inferior a .06 también es aceptable (Hu & Bentler, 1999). Para el modelo de bifactor, también se calculó la varianza común explicada (ECV) del factor adicional. Si el ECV es mayor que .70, esto se consideraría evidencia de unidimensionalidad esencial (Rodriguez et al., 2016). Por otra parte, la interpretación del ECV se encuentra moderada por el PUC (Percentage of Uncontaminated Correlations), el que proporciona detalles acerca del porcentaje de correlaciones que no están afectadas por la multidimensionalidad; se ha sugerido que, cuando el PUC es alto (digamos $>.80$), se puede asumir la unidimensionalidad incluso si el ECV es relativamente bajo (Reise et al., 2013). Luego, se exploró la invarianza del modelo a través

de las sugerencias de Chen et al. (2005) donde se restringen progresivamente las cargas factoriales, interceptos, errores de medida. Los índices de ajuste para evaluar la invarianza fueron: χ^2 , el valor p de χ^2 , gl , CFI, RMSEA. Finalmente, se analizaron los cambios entre los modelos configural, métrico, escalar, escalar parcial y estricto ($\Delta\chi^2$, Δgl , $\Delta CFI < .01$, $\Delta RMSEA < .01$) (Cheung & Rensvold, 2002).

La base de datos y el análisis se encuentran disponibles en

https://osf.io/urkg6/?view_only=48911ac68cf74a489e706c15bc40f067

Resultados

Análisis preliminar de ítems

En la Tabla 1 se muestra el análisis descriptivo y la correlación de los ítems. Las medidas de tendencia central muestran que el ítem 1 (“Cuando tengo que hacer una tarea, generalmente lo dejo para el último minuto”) tuvo el promedio más alto, y el ítem 4 (“Asisto regularmente a la clase”) tuvo el más bajo. Siete ítems mostraron desviaciones estándar mayores que uno y el resto por debajo de uno. La asimetría y la curtosis estuvieron dentro del rango esperado (± 1.5) en la mayoría de los ítems, excepto en el ítem 4 ($g_1=1.78$, $g_2=3.24$). La frecuencia de respuesta de este ítem se agrupó en la opción 1 (62.5%) y 2 (23.9%), lo que afectó su media ($M=1.57$; $DE=.88$). Posteriormente, se analizó la matriz de correlación entre ítems. El ítem 4 mantuvo correlaciones débiles con los otros ítems ($<.30$), mientras que los otros tuvieron correlaciones moderadas ($>.30$) y fuertes ($>.50$) entre sí. Además, el ítem 1 demostró correlaciones moderadas con ítems que no pertenecían a su factor (ítems 5 y 11). Estos resultados se reflejaron posteriormente en dificultades con el ítem 4.

Análisis factorial confirmatorio (AFC)

Para identificar la estructura más parsimoniosa que mejor explique la distribución de las respuestas a los ítems, optamos por establecer tres tipos de modelos factoriales: unidimensionalidad, oblicuo de dos factores y bifactor (Tabla 2). Este último hace referencia a un modelo con dos factores específicos y uno general, todos ellos independientes entre sí. Los resultados muestran que el modelo

Tabla 1. Correlación, media, desviación estándar, asimetría y curtosis de ítems

Ítem	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
1	-											
2	.28**	-										
3	.19**	.28**	-									
4	.12**	.10**	.16**	-								
5	.35**	.33**	.31**	.27**	-							
6	.33**	.18**	.17**	.08**	.23**	-						
7	.35**	.18**	.15**	.07*	.25**	.76**	-					
8	.20**	.29**	.30**	.18**	.33**	.16**	.14**	-				
9	.27**	.34**	.29**	.12**	.35**	.22**	.22**	.44**	-			
10	.20**	.33**	.32**	.16**	.37**	.20**	.17**	.44**	.55**	-		
11	.40**	.36**	.27**	.14**	.48**	.21**	.21**	.36**	.37**	.45**	-	
12	.25**	.30**	.26**	.19**	.35**	.14**	.19**	.26**	.29**	.38**	.43**	-
M	2.87	2.71	2.38	1.57	2.10	2.59	2.56	2.10	.53	2.03	2.30	2.10
DE	1.05	1.00	1.06	.88	.96	1.19	1.19	.96	1.07	.93	1.03	1.04
g ₁	-.03	-.03	.38	1.78	.42	.13	.21	.61	.18	.54	.39	.70
g ₂	-.08	-.08	-.33	3.24	-.49	-.81	-.75	.02	-.47	-.26	-.37	-.07

Nota. M=media; DE=desviación estándar; g₁=asimetría; g₂=curtosis. **p<.001; *p<.01

Tabla 2. Estadísticas de ajuste para los modelos EPA

Modelo	χ^2	gl	χ^2/gl	p	CFI	TLI	RMSEA	IC 90% RMSEA	Confiabilidad α	Confiabilidad ω
1.Unifactorial	1070.09	54	19.81	<.001	.70	.64	.14	[.13, .14]	.56	.56
2.Dos factores	366.83	53	6.92	<.001	.91	.89	.08	[.07, .08]	.74 / .80	.80 / .81
3.Modelo 2 sin ítem 4	316.77	43	7.34	<.001	.92	.90	.08	[.07, .09]	.74 / .81	.80 / .81
4.Modelo 3 más correlación residual	209.58	42	4.99	<.001	.95	.93	.06	[.05, .07]	.74 / .81	.46 / .81
5.Modelo bifactor basado en Modelo 3	89.03	33	2.70	<.001	.98	.98	.04	[.03, .05]	-	-

Nota. La correlación residual del Modelo 4 corresponde a los ítems 6 y 7. La barra divide el coeficiente para Postergación / Autorregulación.

unidimensional no tiene un buen índice de ajuste (CFI=.70; RMSEA=.14). Asimismo, en el modelo de dos factores correlacionados (postergación de actividades y autorregulación académica) el ajuste mejora, pero sigue siendo muy bajo (CFI=.91; RMSEA=.08). Al examinar la solución factorial, se observó que el ítem 4 mostraba una asociación muy baja con su factor asignado ($\lambda=.27$), lo cual coincide con lo identificado en la exploración previa; por este motivo, se decidió eliminarlo. El modelo de dos factores sin dicho ítem mostró un ajuste muy similar (CFI=.92, RMSEA=.08). Se revisó los índices de modificación (IM), los cuales sugirieron la covarianza de los ítems 6 y 7. Al analizar el contenido de estos reactivos, resultó evidente que su redacción era casi idéntica (“Postergo los trabajos de los cursos que no me gustan” y “Postergo las lecturas de los cursos que no me gustan”, respectivamente). Por ello, consideramos válida esta reespecificación, con la cual el ajuste mejoró notablemente (CFI=.95, RMSEA=.06). Finalmente, para el modelo bifactor, se observó que los índices de ajuste mejoraron (CFI=.98, RMSEA=.04). Sin embargo, a partir de este modelo, la varianza común explicada por el factor único no fue muy grande

(ECV=.55, PUC=.44, $\omega_h=.38$), por lo que la evidencia para sugerir unidimensionalidad esencial fue insuficiente. Por ello, el análisis de invarianza de la EPA tomó como base el modelo de dos factores sin el ítem 4 y con una correlación residual entre los ítems 6 y 7 (Figura 1).

Invarianza de medida

En cuanto a la evidencia para detectar sesgos de medición, se midió la invarianza según el sexo (Tabla 3). Según las variaciones del CFI ($\Delta CFI<.01$), este criterio de variación se cumplió en todos los modelos. Por tanto, se acepta que el instrumento no se ve afectado por el sexo (Dominguez-Lara & Merino-Soto, 2019). Por otro lado, se compararon las restricciones a nivel configuracional, métrico y escalar con el método conservador de $\Delta\chi^2$, el cual mostró que se cumplían los criterios de los dos primeros modelos. Sin embargo, se presentaron problemas en el modelo escalar ($\chi^2=297.07$), por lo que se liberó el intercepto en el ítem 2, representado por el modelo escalar parcial ($\chi^2=277.73$) (Sörbom, 1989).

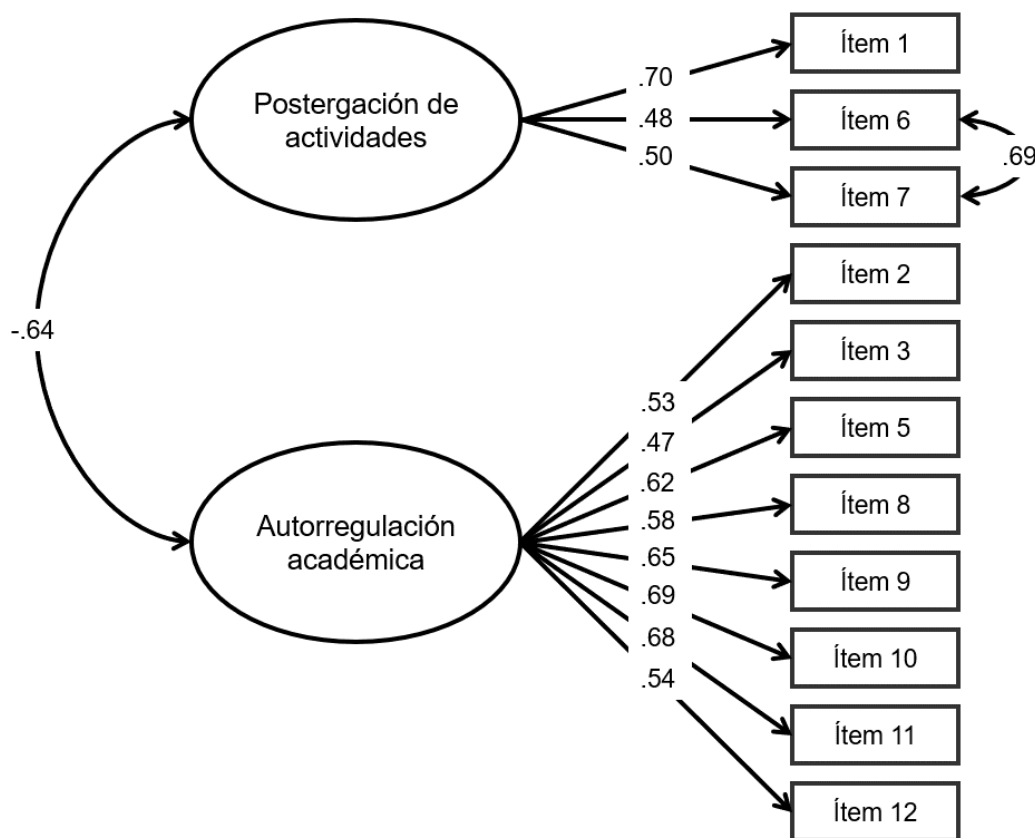


Figura 1. Cargas factoriales estandarizadas del modelo 3

Tabla 3. Invarianza de medida entre hombres y mujeres

Modelos	χ^2	gl	p	CFI	RMSEA	vs.	$\Delta\chi^2$	Δgl	p	ΔCFI	$\Delta RMSEA$
1. Configural	248.33	84	<.001	.95	.06						
2. Métrico	264.61	93	<.001	.95	.06	Modelo 1	14.96	9	.092	-.002	-.002
3. Escalar	297.07	102	<.001	.94	.06	Modelo 2	34.15	9	<.001	-.006	-.001
4. Escalar parcial	277.73	101	<.001	.95	.06	Modelo 2	10.81	8	.213	-.001	-.002
5. Estricta parcial	287.97	111	<.001	.95	.06	Modelo 4	9.39	10	.495	.000	-.003

Nota. Los modelos de invarianza parcial permitieron que el intercepto y/o la varianza residual del ítem 2 variaran libremente entre sexos.

Confiabilidad

La estimación de la confiabilidad por consistencia interna se basó en el modelo representado en la Figura 1. En el cálculo, se tomó en consideración la presencia de errores correlacionados. Así pues, la confiabilidad fue adecuada para la subescala de autorregulación ($\omega=.81, \alpha=.81$), pero inaceptable para la de postergación ($\omega=.46, \alpha=.74$).

Discusión

Este estudio se centró en analizar la estructura factorial de la EPA, proporcionando evidencia de invarianza parcial. No obstante, durante el proceso, se identificaron algunas consideraciones específicas con respecto al ítem 4 ("Asisto regularmente a la clase"). Este ítem mostró asociaciones débiles tanto con otros ítems de su mismo factor como con los pertenecientes a otros factores.

Además, se destacó que el ítem 4 se apartaba de la normalidad univariada en comparación con los demás ítems (George & Mallery, 2020). Al profundizar en la evaluación del ítem, se evidenció que hacía referencia a la asistencia regular a clases, concluyendo que esta actividad no implicaba comportamientos de procrastinación o autorregulación, sino que se vinculaba más a una práctica académica cotidiana (Li et al., 2020). Cabe señalar que en investigaciones anteriores, el ítem 4 mostró índices de asimetría y curtosis que rozaban los límites (p.e. Álvarez-Blas, 2010; Dominguez-Lara, 2017), indicando posibles problemas con dicho ítem. Esta observación fue respaldada en estudios posteriores (Barraza & Barraza, 2018; Moura et al., 2021; Trujillo-Chumán & Noé-Grijalva, 2020), consolidando la decisión de excluir dicho ítem en algunos modelos del análisis confirmatorio.

Como se observa en los hallazgos, al analizar

los datos de la EPA se probaron diferentes modelos a los propuestos en la literatura (unidimensional y dos factores). El modelo con mejor índices de ajuste fue el modelo bifactor, mas no cumplió con los criterios necesarios de la unidimensionalidad esencial (Rodríguez et al., 2016). Futuros estudios de la EPA pueden abordar el análisis de un posible modelo bifactor. Por otro lado, se encontró que el modelo 2 sin ítem 4 y el modelo 3 sin ítem 4 y con correlación residual de los ítems 6 y 7 presentaban adecuados índices de ajuste. La eliminación del ítem 4 fue beneficiosa para el ajuste adecuado de la EPA. Asimismo, asociar los ítems 6 (“Postergo los trabajos de los cursos que no me gustan”) y 7 (“Postergo las lecturas de los cursos que no me gustan.”) permitió un mejor ajuste del modelo, mas se perjudicó la confiabilidad del factor (Dominguez-Lara, 2016b).

En estudios recientes, la dimensión de postergación de actividades ha revelado coeficientes de confiabilidad de aproximadamente .70, indicando una mayor inconsistencia en las respuestas de los evaluados (Moura et al., 2021). Este hallazgo suscita nuevas hipótesis acerca de la estructura factorial adecuada de la Escala de Procrastinación Académica (EPA), planteando la interrogante sobre si la dimensión de postergación de actividades, compuesta por tres ítems, dos de los cuales son semejantes, es suficiente para captar un constructo preponderante en la procrastinación. Este cuestionamiento conlleva a reflexionar sobre si la EPA mide de manera específica la procrastinación o, más específicamente, la autorregulación de actividades.

Por otro lado, algunos estudios han reportado posibles diferencias de género en cuanto a la tendencia a procrastinar (Dominguez-Lara et al., 2019; Huang, 2013; Khan et al., 2014), aunque la controversia sigue abierta (Burgos-Torre & Salas-Blas, 2020). Sin embargo, para hacer comparaciones válidas entre grupos, primero es necesario demostrar que el instrumento se entiende de manera equivalente entre ellos (Dimitrov, 2010). Por lo tanto, el presente estudio examinó si la EPA se interpreta de manera similar entre hombres y mujeres.

Los resultados mostraron evidencia de invarianza estricta parcial según el criterio conservador $\Delta\chi^2$. Además, de acuerdo con el criterio ΔCFI y $\Delta RMSEA$, incluso se cumpliría una invarianza estricta sin necesidad de modificaciones parciales.

Esto significa que los ítems del instrumento se interpretan de manera similar en ambos sexos y, por lo tanto, son posibles comparaciones válidas entre ellos. No obstante, dentro del modelo se decidió liberar el parámetro del ítem 2 (“Generalmente me preparo por adelantado para los exámenes”), el cual sugiere que no es interpretado del mismo modo en hombres y mujeres.

La invarianza parcial, en comparación con la invarianza completa en modelos de medición, implica la variabilidad de parámetros entre grupos, generando desafíos en las comparaciones precisas (Millsap & Kwok, 2004). En términos prácticos, resalta la importancia de ser cautelosos al comparar puntuaciones directas entre grupos, ya que la falta de invarianza completa sugiere que algunas diferencias pueden atribuirse a variaciones en la medición más que a divergencias reales en procrastinación académica.

Estas observaciones tienen implicaciones significativas para la interpretación de resultados, subrayando la necesidad de considerar el contexto cultural y lingüístico al emplear la EPA en distintas poblaciones.

Limitaciones y futuros estudios

Una limitación del presente estudio fue el muestreo no probabilístico; sin embargo, se aplicaron criterios de inclusión y exclusión en el proceso de selección de la muestra. Por lo tanto, las interpretaciones deben tomarse con cautela. Por otro lado, el uso de diferentes tamaños de muestra de hombres y mujeres podría considerarse una limitación; la muestra de mujeres superó a la de hombres. Los estudios posteriores deben considerar la posibilidad de realizar un análisis de grupos con muestras similares o iguales.

Además, la EPA es un instrumento de autoinforme con respuestas categóricas. En este estudio se analizó como variable continua porque tiene cinco opciones de respuesta. Otros estudios pueden volver a analizar estos resultados utilizando procesos para variables categóricas. Una limitación final fue la eliminación de un elemento, que se analizó conceptualmente para su exclusión.

Estudios posteriores deberían evaluar el ítem 4 estadística y teóricamente debido a su disociación con la conducta procrastinadora.

Conclusiones

La procrastinación, considerada un fenómeno perjudicial para el desarrollo académico, requiere la utilización de instrumentos que proporcionen evidencia de validez y confiabilidad, y cuyas interpretaciones sean comparables entre distintos grupos. Desde su traducción al español, la Escala de Procrastinación Académica (EPA) ha experimentado variaciones en su modelo factorial. Este estudio aborda una variación estructural distinta de la EPA, sugiriendo que el instrumento podría manifestar variaciones según la muestra seleccionada o debido a dificultades propias del instrumento, como ítems con redacción similar o aquellos que no reflejen adecuadamente la conducta de procrastinación.

A pesar de estas consideraciones, el estudio logra establecer una estructura que se muestra utilizable y que proporciona evidencia de que la EPA puede experimentar cambios estructurales significativos en diversos contextos. Este hallazgo destaca la importancia de comprender y abordar las posibles fuentes de variabilidad en la medición de la procrastinación académica, contribuyendo así a la validez y confiabilidad del instrumento en diferentes entornos.

Referencias

- Alegre-Bravo, A., & Benavente-Dongo, D. (2020). Análisis Psicométrico de la Escala adaptada de Procrastinación de Tuckman (APTS) [Psychometric Analysis of the adapted Tuckman Procrastination Scale (APTS)]. *Propósitos y Representaciones*, 8(2).
<https://doi.org/10.20511/pyr2020.v8n2.562>
- Álvarez-Blas, Ó. R. (2010). Procrastinación general y académica en una muestra de estudiantes de secundaria de Lima metropolitana. *Persona*, 013, 159–177.
<https://doi.org/10.26439/persona2010.n013.270>
- Atalaya, C., & García, L. (2019). Procrastinación: Revisión Teórica. *Revista de Investigación En Psicología*, 22(2), 363–378.
<https://doi.org/10.15381/rinvp.v22i2.17435>
- Barraza, A., & Barraza, S. (2018). Evidencias de validez y confiabilidad de la Escala de Procrastinación Académica en una población estudiantil mexicana. *Revista de Psicología y Ciencias Del Comportamiento de La Unidad Académica de Ciencias Jurídicas y Sociales*, 75–99.
<https://doi.org/10.29365/rpcc.20180529-65>
- Beswick, G., Rothblum, E. D., & Mann, L. (1988). Psychological antecedents of student procrastination. *Australian Psychologist*, 23(2), 207–217.
<https://doi.org/10.1080/00050068808255605>
- Burgos-Torre, K. S., & Salas-Blas, E. (2020). Procrastinación y Autoeficacia académica en estudiantes universitarios limeños [Procrastination and academic self-efficacy in university students from Lima]. *Propósitos y Representaciones*, 8(3).
<https://doi.org/10.20511/pyr2020.v8n3.790>
- Busko, D. A. (1998). Causes and consequences of perfectionism and procrastination: A structural equation model [Tesis de Maestría]. <https://atrium.lib.uoguelph.ca/xmlui/handle/10214/20169>
- Chen, F. F., Sousa, K. H., & West, S. G. (2005). Teacher's Corner: Testing measurement invariance of second-order factor models. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 12(3), 471–492.
https://doi.org/10.1207/s15328007sem1203_7
- 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
- Choi, J., Fan, W., & Hancock, G. R. (2009). A note on confidence intervals for two-group latent mean effect size measures. *Multivariate Behavioral Research*, 44(3), 396–406.
<https://doi.org/10.1080/00273170902938902>
- Cohen, J. (1988). Statistical power analysis for the behavioral sciences. Lawrence Erlbaum Associates.
<http://utstat.toronto.edu/~brunner/oldclass/378f16/readings/CohenPower.pdf>
- Dimitrov, D. M. (2010). Testing for factorial invariance in the context of construct validation. *Measurement and Evaluation in Counseling and Development*, 43(2), 121–149.

- <https://doi.org/10.1177/0748175610373459>
- Dominguez-Lara, S. A. (2016a). Datos normativos de la Escala de Procrastinación Académica en estudiantes de psicología de Lima. *Revista Evaluar, 16*(1).
<https://doi.org/10.35670/1667-4545.v16.n1.15715>
- Dominguez-Lara, S. A. (2016b). Errores correlacionados y estimación de la fiabilidad en estudios de validación: Comentarios al trabajo validación de la escala ehealth literacy (ehealth) en población universitaria española. *Revista Española de Salud Pública, 90*, e1–e2.
- Dominguez-Lara, S. A. (2017). Procrastinación en universitarios: Evidencia preliminar del efecto de contextualización en asignaturas específicas. *Revista Avaliação Psicológica, 17*(01).
<https://doi.org/10.15689/ap.2017.1701.02.13028>
- Dominguez-Lara, S. A., & Merino-Soto, C. (2019). Estimación de la magnitud del efecto en invarianza de medición. *Revista Avaliação Psicológica, 18*(03).
<https://doi.org/10.15689/ap.2019.1803.16248.13>
- Dominguez-Lara, S. A., Prada-Chapoñan, R., & Moreta-Herrera, R. (2019). Diferencias de género en la influencia de la personalidad sobre la procrastinación académica en estudiantes universitarios peruanos. *Acta Colombiana de Psicología, 22*(2), 125–136.
<https://doi.org/10.14718/ACP.2019.22.2.7>
- Dominguez-Lara, S. A., Villegas, G., & Centeno, S. B. (2014). Procrastinación académica: Validación de una escala en una muestra de estudiantes de una universidad privada [Academic procrastination: validation of a scale in a sample of students from a private university]. *Liberabit. Revista de Psicología, 20*(2), 293–304.
<http://www.scielo.org.pe/pdf/liber/v20n2/a10v20n2>
- Dueber, D. (2021). BifactorIndicesCalculator: Bifactor Indices Calculator.
- Epskamp, S., Stuber, S., Nak, J., Veenman, M., & Jorgensen, T. D. (2022). semPlot: Path Diagrams and Visual Analysis of Various SEM Packages' Output.
- Ferrari, J. R., & Díaz-Morales, J. F. (2007). Perceptions of self-concept and self-presentation by procrastinators: Further evidence. *The Spanish Journal of Psychology, 10*(1), 91–96.
<https://doi.org/10.1017/S113874160000634X>
- Ferrari, J. R., Johnson, J. L., & McCown, W. G. (1995). Procrastination and task avoidance: Theory, research and treatment. Springer.
<https://doi.org/10.1007/978-1-4899-0227-6>
- George, D., & Mallery, P. (2020). IBM SPSS Statistics 26: Step by step. A simple guide and reference (6th ed.). Taylor & Francis.
- Hidalgo-Fuentes, S., & Martínez-Álvarez, I. (2023). Academic Procrastination Scale-Short Form: un meta-análisis de generalización de la fiabilidad. *Revista Fuentes, 71*–81.
<https://doi.org/10.12795/revista-fuentes.2023.21581>
- Hu, L., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal, 6*(1), 1–55.
<https://doi.org/10.1080/10705519909540118>
- Huang, C. (2013). Gender differences in academic self-efficacy: A meta-analysis. *European Journal of Psychology of Education, 28*(1), 1–35.
<https://doi.org/10.1007/s10212-011-0097-y>
- Jorgensen, T. D., Pornprasertmanit, S., Schoemann, A. M., & Rosseel, Y. (2022). semTools: Useful tools for structural equation modeling. R package version 0.5-6.
- Khan, M. J., Arif, H., Noor, S. S., & Muneer, S. (2014). Academic procrastination among male and female university and college students. *FWU Journal of Social Sciences, 8*(2), 65–70.
<https://sbbwu.edu.pk/journal/FWUJournal,Winter2014Vol.8,No.2/9.AcademicProcrastinationamong.pdf>
- Lay, C. H. (1986). At last, my research article on procrastination. *Journal of Research in Personality, 20*(4), 474–495.
[https://doi.org/10.1016/0092-6566\(86\)90127-3](https://doi.org/10.1016/0092-6566(86)90127-3)
- Li, L., Gao, H., & Xu, Y. (2020). The mediating and buffering effect of academic self-efficacy on the relationship between smartphone addiction and academic procrastination. *Computers & Education, 159*, 104001.
<https://doi.org/10.1016/j.compedu.2020.104001>
- Millsap, R. E., & Kwok, O.-M. (2004). Evaluating the impact of partial factorial invariance on

- selection in two populations. *Psychological Methods*, 9(1), 93–115.
<https://doi.org/10.1037/1082-989X.9.1.93>
- Moreta-Herrera, R., & Durán-Rodríguez, T. (2018). Propiedades psicométricas de la Escala de Procrastinación Académica (EPA) en estudiantes de psicología de Ambato, Ecuador. *Salud & Sociedad*, 9(3), 236–247.
<https://doi.org/10.22199/S07187475.2018.0003.00003>
- Moura, G. B. de, Paiva, T. T., & Dominguez-Lara, S. A. (2021). Validação da estrutura fatorial da Escala de Procrastinação em estudantes universitários brasileiros. *Psicologia, Conhecimento y Sociedad*, 11(2), 57–77.
<https://doi.org/10.26864/PCS.v11.n2.3>
- Özer, B. U., & Ferrari, J. R. (2011). Gender orientation and academic procrastination: Exploring Turkish high school students. *Individual Differences Research*, 9(1), 33–40.
https://www.researchgate.net/profile/Joseph-Ferrari/publication/276354434_Gender_Orientation_and_Academic_Procrastination_Exploring_Turkish_High_School_Students/links/5557a93608ae6fd2d824f229/Gender-Orientation-and-Academic-Procrastination-Exploring-Turki
- Quant, D. M., & Sánchez, A. (2012). Procrastinación, procrastinación académica: Concepto e implicaciones. *Revista Vanguardia Psicológica Clínica Teórica y Práctica*, 3(1), 45–59.
<https://dialnet.unirioja.es/servlet/articulo?codigo=4815146>
- 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>
- Revelle, W. (2023). psych: Procedures for psychological, psychometric, and personality research. Northwestern University, Evanston, Illinois. <https://personality-project.org/r/psych/>
- Rhemtulla, M., Brosseau-Liard, P. É., & Savalei, V. (2012). When can categorical variables be treated as continuous? A comparison of robust continuous and categorical SEM estimation methods under suboptimal conditions. *Psychological Methods*, 17(3), 354–373.
<https://doi.org/10.1037/a0029315>
- Rodriguez, A., Reise, S. P., & Haviland, M. G. (2016). Applying bifactor statistical indices in the evaluation of psychological measures. *Journal of Personality Assessment*, 98(3), 223–237.
<https://doi.org/10.1080/00223891.2015.1089249>
- Rosseel, Y. (2023). lavaan: An R package for structural equation modeling. *Journal of Statistical Software*, 48(2), 1–36.
<http://www.jstatsoft.org/v48/i02/>
- Solomon, L. J., & Rothblum, E. D. (1984). Academic procrastination: Frequency and cognitive-behavioral correlates. *Journal of Counseling Psychology*, 31(4), 503–509.
<https://doi.org/10.1037/0022-0167.31.4.503>
- Sörbom, D. (1989). Model modification. *Psychometrika*, 54(3), 371–384.
<https://doi.org/10.1007/BF02294623>
- 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>
- Svardal, F., & Steel, P. (2017). Irrational delay revisited: Examining five procrastination scales in a global sample. *Frontiers in Psychology*, 8.
<https://doi.org/10.3389/fpsyg.2017.01927>
- Trujillo-Chumán, K., & Noé-Grijalva, M. (2020). La Escala de Procrastinación Académica (EPA): Validez y confiabilidad en una muestra de estudiantes Peruanos. *Revista de Psicología y Educación - Journal of Psychology and Education*, 15(1), 98.
<https://doi.org/10.23923/rpye2020.01.189>
- Tuckman, B. W. (1991). The development and concurrent validity of the Procrastination Scale. *Educational and Psychological Measurement*, 51(2), 473–480.
<https://doi.org/10.1177/0013164491512022>
- Yuan, K.-H., & Bentler, P. M. (2000). Three likelihood-based methods for mean and covariance structure analysis with nonnormal missing data. *Sociological Methodology*, 30(1), 165–200. <https://doi.org/10.1111/0081-1750.00078>