

# MEDICIÓN DE LA PROCRASTINACIÓN ACADÉMICA: ANÁLISIS PSICOMÉTRICO DE UNA VERSIÓN BREVE COMO UNA ECAD

## *Academic procrastination measurement: Psychometric analysis of a brief version as an ECAD*

Diego Chirio-Aldazabal\*

<https://orcid.org/0000-0001-8244-6791>

Universidad Autónoma del Perú, Facultad de Ciencias Humanas, Departamento de  
Psicología, Lima, Perú.

Miguel Basauri-Delgado\*\*

<https://orcid.org/0000-0002-9698-8089>

Sociedad Peruana de Psicometría, Lima, Perú

Fecha de recepción: 3 de marzo 2023

Fecha de aceptación: 11 de mayo 2023

Fecha de publicación: 16 de junio 2023

### Resumen

*El estudio contó con el objetivo de analizar las propiedades psicométricas de la Escala Breve de Procrastinación Académica (EBPA-16). La muestra fue no probabilista e intencionada, representada por 478 universitarios (59.8% mujeres y 40.2% varones) de Lima Sur, con edades entre los 18 y 33 años. El estudio fue de tipo instrumental, donde se construyó y aplicó la EBPA-16, conformado por 16 ítems distribuidos en dos dimensiones, con una escala de respuesta de tipo Lickert con 5 opciones de respuesta. Los resultados demostraron la presencia de validez de contenido debido a valores de V de Aiken superiores al .80. Se encontró índices de homogeneidad en los ítems ( $ritc > .20$ ) y se rechazó la multicolinealidad ( $ritc < .95$ ). Para el análisis de la validez basada en la estructura interna se demostró la existencia de un modelo bidimensional por medio del AFE con una matriz de correlación de Pearson y una dimensionalidad por análisis paralelo, que demostró un VEA de 38.2% y cargas factoriales superiores al .30 representadas de forma parsimoniosa en ambos factores. La fiabilidad fue alta debido a valores de los estimadores superiores al .70. Se concluyó la existencia de una adecuada evidencia para la validez y fiabilidad de la EBPA-16.*

**Palabras clave:** procrastinación académica, análisis psicométrico, versión breve.

### Abstract

*The study had the objective of analyzing the psychometric properties of the Brief Academic Procrastination Scale (EBPA-16). The sample was non-probabilistic and intentional, represented by 478 university students (59.8% women and 40.2% men) from Lima Sur, aged between 18 and 33 years. The study was of the instrumental type, where the EBPA-16 was constructed and applied, made up of 16 items distributed in two dimensions, with a Lickert-type response scale with 5 response options. The results demonstrated the presence of content validity due to Aiken's V values greater than .80. Homogeneity indices were found in the items ( $ritc > .20$ ) and multicollinearity was rejected ( $ritc < .95$ ). For the analysis of the validity based on the internal structure, the existence of a two-dimensional model was demonstrated by means of the AFE with a Pearson correlation matrix and a dimensionality by parallel analysis, which demonstrated a VEA of 38.2% and factor loadings greater than .30 represented parsimoniously in both factors. Reliability was high due to estimator values greater than .70. The existence of adequate evidence for the validity and reliability of the EBPA-16 was concluded.*

**Keywords:** academic procrastination, psychometric analysis, short version.



Cualquier uso que se haga  
de este artículo debe incluir:  
Autor / Título original de la  
publicación / ISSN.

\* Psicólogo. [dchirio@autonoma.edu.pe](mailto:dchirio@autonoma.edu.pe)

\*\* Psicólogo. [miguelangelbasauri23@gmail.com](mailto:miguelangelbasauri23@gmail.com)

## INTRODUCCIÓN

En el marco de un entendimiento de la psicología como ciencia / profesión, la investigación busca distintos objetivos, tanto con respecto a la descripción del fenómeno psicológico, como aquella con un interés predominante en la contribución a las prácticas aplicativas. Sobre lo comentado en Domínguez-Lara et al. (2013), aquella persona que ingresa a la formación académica, va a enfrentarse a una serie de exigencias consideradas para posibilitar su desarrollo apropiado según los requerimientos que desempeñe en la sociedad, entonces es allí donde los estudiantes deben de contar con horarios, administrar el tiempo y presentar sus tareas en el plazo fijado; sin embargo, esto en ocasiones no se da, y empiezan a fortalecerse las acciones de: evitación, excusas o justificaciones de retraso. El concepto de procrastinación académica es empleado comúnmente para referirse al hábito de aplazar, por ello cuando alguien suele postergar el inicio de una tarea que era de su responsabilidad, pueden referirse a él como procrastinador (Álvarez, 2010; He, 2017; Gonzales, 2014; Lay, 1986; Solomon y Rothblum, 1984; Steel, 2007; Tuckman, 1991).

Steel (2007) menciona tras una revisión meta-analítica, que la aversión de la tarea, impulsividad, autoeficacia, facetas de autocontrol, organización, entre otros, constituyen fuertes predictores de dicha dilatación. Sobre esto mismo es que Svartdal et al. (2020) argumentarían que es necesario considerar a la procrastinación en relación a la conexión individuo - situación. La procrastinación también puede ser encontrada en diversos tipos como lo refieren Mohammadi-Bytamar et al. (2020) como general, decisional, activa, involuntaria y académica, siendo esta última la más referida y reportada, estos autores también enfatizan en el carácter multifactorial (donde se incluyen los situacionales) del problema, puesto que prolongan la experiencia de estrés negativo, afectando el rendimiento académico y bienestar psicológico (Van Eerde, 2003; Trujillo-Chumán y Noé-Grijalva, 2020).

El estudiante se puede encontrar frente a una tarea (académica) y experimentarla como desagradable, con emociones negativas, de dificultad o con aburrimiento y evitar su desarrollo como estrategia para aliviar esa experiencia, allí entra a tallar lo que sería denominado como procrastinación (Solomon y Rothblum, 1984;

Trujillo-Chumán y Noé-Grijalva, 2020; Sirois y Pychyl, 2013; Hoover, 2005); además, Sirois y Pychyl (2013) agregarían que el procrastinador tiene una tendencia a buscar el alivio a corto plazo, es decir que por lo menos su evasión le permitiría tener una experiencia pasajera algo gratificante, ignorando que a mediano/largo plazo, se verá saturado por tanta tarea acumulada.

Hayat et al. (2020) contextualizan sobre las consecuencias negativas que pueden derivarse de la procrastinación en estudiantes de medicina, quienes, al no saber regular bien su actividad académica, encontrarían dificultades en su aprendizaje y en su desempeño profesional. He (2017) sobre las razones para procrastinar, encuentra la pereza, distracción por otros medios como el internet, estrés y percepción de dificultad para realizar una tarea determinada; además, en su estudio en estudiantes universitarios, encontraría que el 97% se ven afectados a causa de este hábito de postergación.

La postura que se asume en este trabajo, es una donde la procrastinación académica, no es un elemento interno que provoca la respuesta, sino uno empleado para referirse a esas clases de respuestas. Se agrega a ello el criterio de delimitación inadaptable (CDI), esto quiere decir que los términos psicológicos, como el de interés en este trabajo, son asumidos bajo criterio de agrupamiento en su carácter práctico, ya que referirse a dicha ECAD puede aludir a un potencial desajuste circunstancial, ya que ciertos conceptos bajo *delimitación inadaptable* contribuyen a reconocer el riesgo en el que se encuentra el individuo y tomar decisiones a partir de ello. Para esta versión, se considera a la procrastinación académica como una etiqueta categorial arbitrariamente definida, agrupando situaciones y acciones (conducta manifiesta) de postergación y aquellos pensamientos (conducta encubierta) favorables a la postergación.

### Análisis mediacional para la procrastinación académica

Como base para el modelo, se trabaja bajo la formulación de modelo jerárquico acumulativo (Anicama, 2016), el cual alude al aprendizaje acumulativo que va teniendo un individuo, entendido como un continuo en la adquisición de respuestas

simples a complejas, considerando los aportes de las principales teorías del aprendizaje: respondiente, operante, imitativo-observacional, visceral y configurativo (Anicama, 2010), explicitando siempre la sensibilidad a las contingencias; esto quiere decir que el comportamiento es la interacción con los estímulos del ambiente y la historia relacional del individuo. Se aclara con ello que el empleo de un instrumento tipo psicométrico no debe entenderse como la medición de algo interno, sino solo como una especie de fotografía del comportamiento de interés, considerando las situaciones donde es emitido.

El concepto de conducta inadaptaada de Anicama (2010) va en la línea de otros exponentes de la terapia de conducta como Kanfer y Phillips (1977), donde se explora la necesidad de que la psicología clínica no solo se alimente de la investigación derivada de aprendizaje y condicionamiento, sino de todos los datos experimentalmente apoyados. En ese sentido el uso de evaluación psicométrica no resulta incompatible con la terapia de conducta; además, otros exponentes como Eysenck (1970), que adicional a su formulación en comprensión de la personalidad, emplean el análisis factorial para ir seleccionando los rasgos de la etiqueta psicológica de interés, sin dejar de lado las teorías del aprendizaje. Los principios derivados de la psicología del aprendizaje de orientación conductual han permitido la adaptación de estrategias para la evaluación, a las que se suma el uso de baterías de evaluación como el propio Hull habría empleado (2007).

Dos términos que se proponen son las *ECADs* (etiqueta categorial arbitrariamente definida) y *CDI/A* (criterio de delimitación inadaptaativa/ adaptaativa), donde encontrar el reporte de presencia de los indicadores de procrastinación no significa identificar una procrastinación interna de carácter causal, sino que el mismo reporte es la referencia de procrastinación como interacción organismo - ambiente. En este caso la procrastinación académica es una etiqueta categorial arbitrariamente definida (ECAD) por criterio de delimitación inadaptaativa (CDI), es decir, hay una razón para arbitrariamente formar un conglomerado de indicadores, y es que de esa forma se puede correlacionar dicha etiqueta con otros problemas interpersonales, del estilo de vida y sociales, como

en este caso el sufrimiento que experimentan los estudiantes por las situaciones problemáticas derivadas de postergar recurrentemente.

En cuanto a los instrumentos de medición propuestos para la procrastinación académica se cuenta con: *General Procrastination Scale* (20 ítems; Lay, 1986), *Tuckman Procrastination Scale* (16 ítems; Tuckman, 1991), *Academic Procrastination State Inventory* (APSI; Schouwenburg, 1995) o *Procrastination Assessment Scale* (PASS; Solomon y Rothblum, 1984), siendo los más utilizados comúnmente. Sobre ello se hace énfasis en la propuesta de medición de Gonzales (2014), donde se considerarían componentes que no solo enfatizan en el estudiante, sino en su relación con estímulos del contexto académico, reflexionando sobre ello es que se analiza una propuesta preliminar acerca de la concepción y conceptualización de la procrastinación académica. Teniendo el apartado empírico el objetivo de analizar una versión breve de un instrumento para la evaluación de la procrastinación académica en estudiantes.

## MÉTODO

La investigación es de tipo instrumental según lo señalado por Montero y León (2002), puesto que se construyó un instrumento de medición psicológica para la variable procrastinación académica; reconociéndose además sus propiedades psicométricas mediante una mayor evidencia de validez y confiabilidad.

### Participantes

El muestreo fue de manera no probabilístico y por conveniencia (Otzen y Manterola, 2017), mediante el cual se llegó a determinar una cantidad muestral de 478 estudiantes de la carrera profesional de psicología de una universidad privada de Lima Sur, con edades entre 18 y 33 años ( $M=21.2$ ,  $DE=3.09$ ). Respecto al sexo, el 59.8% de encuestados fueron mujeres y el 40.2% varones. Los ciclos de estudio que se encontraban cursado fueron del I al XI, contando con mayor proporción dentro del segundo (26.4%) y sexto ciclo (18.4%) de estudios.

### Instrumento

En primera instancia se crea un instrumento de 30

ítems, el cual ha pasado por distintos cambios a partir de las orientaciones dadas por expertos, tanto en la pertinencia como claridad de los ítems y buscando ser lo más parsimonioso posible.

El instrumento en su versión final consta de 16 ítems autoadministrables, los cuales se agrupan en dos dimensiones: a) situaciones y acciones de postergación: para hacer énfasis en aspectos relacionados al contexto académico, mientras que la segunda dimensión corresponde a b) pensamientos favorables a la postergación: evidenciando respuestas de carácter privado o encubierto que funcionan como argumento para postergar. La escala de medición es de tipo Lickert, con 5 opciones de respuesta representadas como: nunca (1), casi nunca (2), algunas veces (3), muchas veces (4) y siempre (5). De tal manera que, luego de asignar los valores y realizar la sumatoria para cada ítem se obtienen los puntajes directos que van de una puntuación mínima de 16 a una máxima de 80 puntos, los cuales se pueden categorizar según los niveles bajo, medio y alto, aunque también se recomienda analizar los ítems por sí mismos.

### Procedimiento y análisis de datos

En primera instancia, se procedió a elaborar los ítems de la *EBPA*, constituido por 30 ítems en su versión original, los cuales fueron enviados a diez jueces expertos que analizaron los criterios de claridad y pertinencia, quedando en su versión final por 16 ítems. Luego de su reducción del instrumento se procedió a aplicar el instrumento en la muestra final, recolectando y tomando en consideración el consentimiento informado para cada estudiante.

Para la identificación del análisis de datos estadísticos se reconoce, en primer lugar, el uso de una hoja de cálculo de Excel para determinar el valor *V* de Aiken, sus intervalos de confianza y la significancia estadística. Además, el análisis de los ítems y la confiabilidad mediante el coeficiente omega fue ejecutada por el programa JASP v.0.10, mientras que el programa Factor Analysis v.10.10.01 (softwares de acceso libre) permitió reconocer el valor de fiabilidad Theta de Armor. Para la validez basada en la estructura interna mediante el *AFE*, primero se reconoció los valores de adecuación muestral (*KMO* y el Test de esfericidad de Bartlett), luego se determinó el número de

factores por medio de diferentes medidas (autovalores, gráfico de sedimentación y análisis paralelo), contando con el estimador mínimos cuadrados no ponderados (ULS) y una rotación oblicua Oblimin, el cual permitió reconocer las cargas factoriales, la varianza explicada por cada factor y para el total.

## RESULTADOS

### Análisis de evidencia de validez en base al contenido

Para la obtención de la validez basada en el contenido se llevó a cabo a través del juicio de expertos, siendo de importancia debido a la identificación de relevancia y representatividad de los ítems respecto a la variable planteada (Ventura-León, 2019a). El instrumento fue analizado por 10 especialistas, entre ellos psicólogos clínico y metodólogos. Su identificación se realizó por el coeficiente *V* de Aiken oscilando entre valores de .90 y 1.00, los cuales fueron adecuados debido a que superaron el valor de .80 requerido como punto de corte mínimo (Hyrkas et al., 2002), acompañados por los intervalos de confianza con una probabilidad de confianza al 95% para representar los límites de la *V* de Aiken y contar con una mejor interpretación del valor verdadero (Merino y Livia, 2009). Así mismo, se reportaron los valores de significancia para cada ítem, siendo aceptables puesto que fueron inferiores al .05 (Escrura, 1988), tal como se identifica en la Tabla 1.

**Tabla 1***Evidencia de validez en cuanto al contenido de la EBPA-16*

Ítems	J1	J2	J3	J4	J5	J6	J7	J9	J9	J10	V [IC95%]	p
Ítem 1	1	1	1	0	1	1	1	1	1	1	.90 [.60, .98]	.001
Ítem 2	1	1	1	1	1	1	0	1	1	1	.90 [.60, .98]	.001
Ítem 3	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1.00 [.72, 1.00]	.001
Ítem 4	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1.00 [.72, 1.00]	.001
Ítem 5	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1.00 [.72, 1.00]	.001
Ítem 6	1	1	0	1	1	1	1	1	1	1	.90 [.60, .98]	.001
Ítem 7	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1.00 [.72, 1.00]	.001
Ítem 8	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1.00 [.72, 1.00]	.001
Ítem 9	1	1	1	1	1	1	1	1	0	1	.90 [.60, .98]	.001
Ítem 10	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1.00 [.72, 1.00]	.001
Ítem 11	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1.00 [.72, 1.00]	.001
Ítem 12	1	1	0	1	1	1	1	1	1	1	.90 [.60, .98]	.001
Ítem 13	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1.00 [.72, 1.00]	.001
Ítem 14	1	1	1	1	1	0	1	1	1	1	.90 [.60, .98]	.001
Ítem 15	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1.00 [.72, 1.00]	.001
Ítem 16	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1.00 [.72, 1.00]	.001

*Nota:* J = Jueces expertos, V= Índice de V de Aiken, IC= intervalos de confianza, p= coeficiente de significancia

### Análisis preliminar de los ítems

En la Tabla 2 se observan los estadísticos descriptivos de la EBPA-16, donde se reconoce que el ítem 16 ( $M=2.88$ ,  $\sigma = 1.02$ ) cuenta con mayor puntuación promedio y el más bajo es el ítem 6 ( $M=2.28$ ,  $\sigma = 0.966$ ) e ítem 11 ( $M=2.28$ ,  $\sigma = 0.965$ ); así mismo, en cuanto a los valores de asimetría y curtosis

se encuentran entre  $\pm 1.5$ ; mientras que, los valores para la correlación ítem-test corregida demostraron adecuados índices de homogeneidad para aceptar a todos los ítems ( $r_{itc} > .20$ ) tal como señala Kline (1986); además, no se reconoció multicolinealidad o la presencia de ítems redundantes puesto que los valores de la relación ítem-test fueron menores al .95.

**Tabla 2***Estadísticos descriptivos de la EBPA-16*

Ítems	M	$\sigma$	$g^1$	$g^2$	$r_{ite}$
Ítem 1	2.39	1.02	0.423	-0.113	.511
Ítem 2	2.82	0.988	0.148	-0.107	.597
Ítem 3	2.77	0.992	0.155	-0.317	.538
Ítem 4	2.72	0.934	0.214	0.088	.556
Ítem 5	2.87	0.97	0.254	-0.049	.580
Ítem 6	2.28	0.966	0.441	-0.267	.441
Ítem 7	2.58	0.956	0.112	-0.265	.367
Ítem 8	2.64	0.914	-0.088	-0.091	.430
Ítem 9	2.65	0.952	0.069	-0.058	.499
Ítem 10	2.75	1.01	0.116	-0.244	.646
Ítem 11	2.28	0.965	0.425	-0.041	.462
Ítem 12	2.68	1.07	0.177	-0.382	.520
Ítem 13	2.85	1.09	0.099	-0.555	.485
Ítem 14	2.71	0.918	0.146	0.027	.577
Ítem 15	2.69	0.984	0.165	0.027	.662
Ítem 16	2.88	1.02	0.199	-0.303	.585

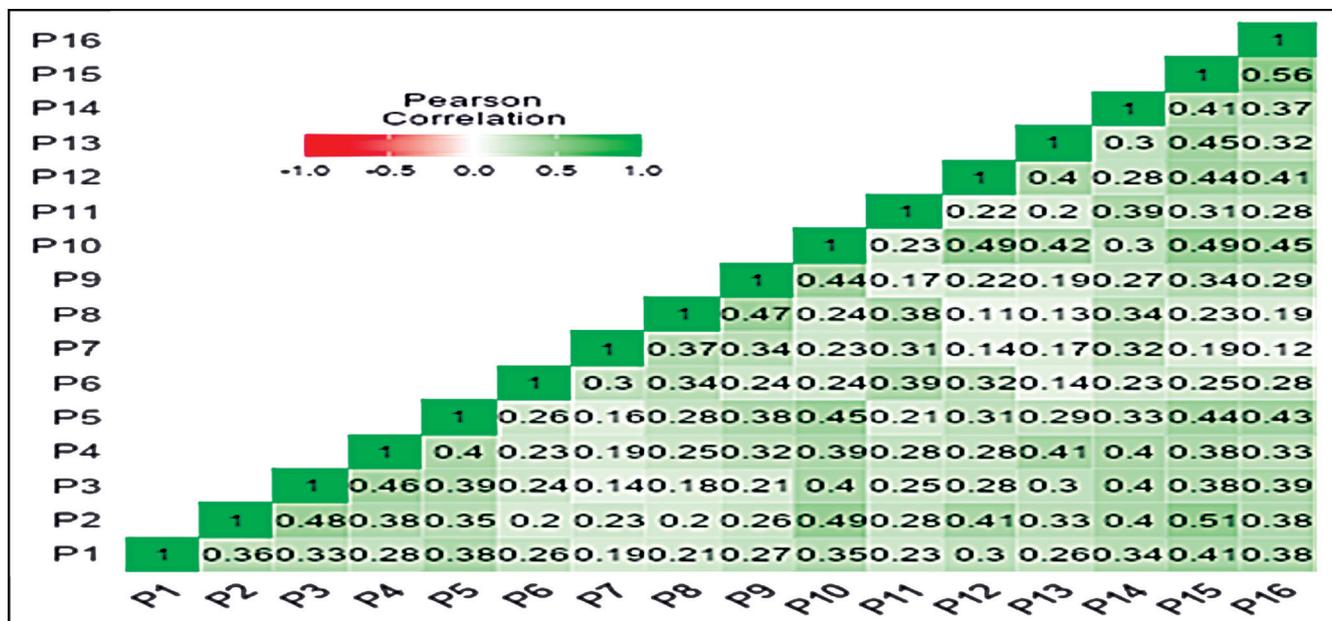
Nota:  $M$ = media,  $\sigma$  = desviación estándar,  $g^1$ = asimetría,  $g^2$ = curtosis,  $r_{ite}$ = Correlación ítem-total corregido

### Correlaciones entre ítems

Con la finalidad de contar con una mayor replicabilidad del estudio se optó por reportar la matriz de correlación de Pearson para el EBPA-16 (Figura 1), puesto que la variable es cuantitativa de carácter numérica con una modalidad de respuesta de cinco alternativas.

**Figura 1**

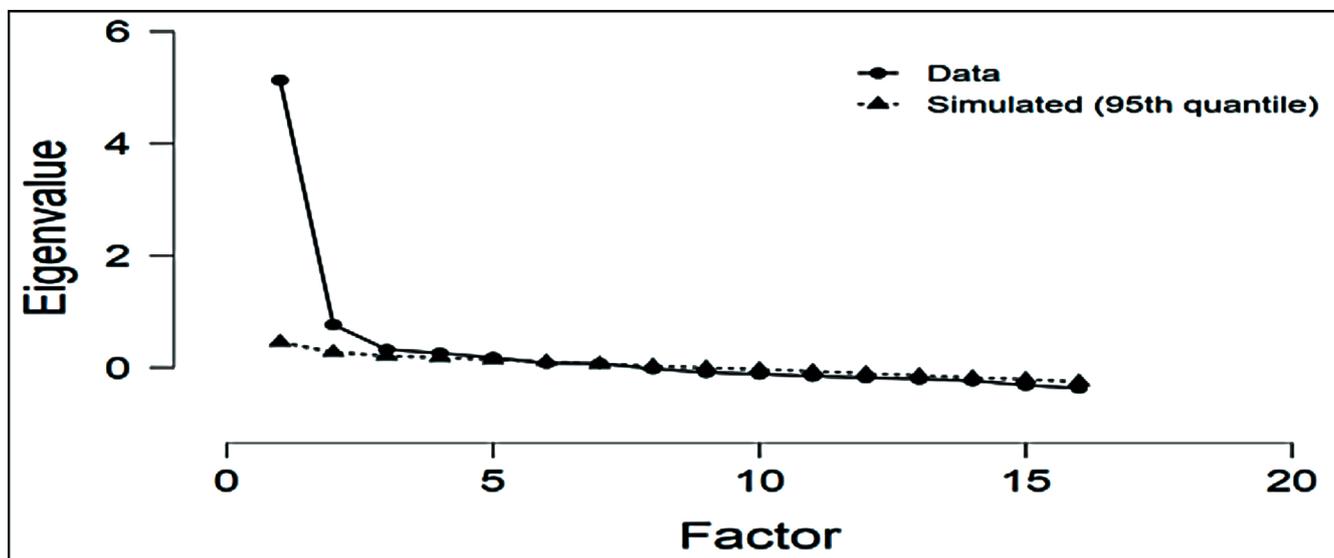
*Matriz de correlaciones Pearson de la EBPA-16*



**Análisis factorial exploratorio**

Se reportó la evidencia de validez basada en la estructura interna por medio del Análisis Factorial Exploratorio (AFE), el cual es ejecutado para reconocer la agrupación de los ítems y su dimensionalidad, acreditándose como una buena práctica su uso dentro de las etapas iniciales para la construcción o adaptación de un instrumento de medición (Izquierdo et al., 2014; Tabachnick y Fidell, 2007). Previo al análisis de las cargas factoriales se procedió a determinar los índices de adecuación muestral ( $KMO=0.903$ ;  $X^2=2469.357$ ; Bartlett,  $gl=120$ ,  $p<.01$ ), los cuales alcanzaron valores adecuados para la ejecución del análisis exploratorio en la muestra recolectada (Ledesma et al., 2019). Para

considerar el número de factores se utilizó diversos análisis, en primer lugar, se identificó la regla de Kaiser, aceptándose la dimensionalidad de los autovalores mayores a la unidad; el cual también se logró observar dentro de la gráfica de sedimentación, mostrándose una caída importante a partir del segundo factor, siendo estos poco perceptibles; sin embargo, mediante el criterio de Análisis Paralelo de implementación se logró conocer que los autovalores de los datos reales con el percentil 95 fueron superiores para dos factores sobre los autovalores obtenidos de la simulación de muestras aleatorizadas con datos de igual tamaño y misma cantidad de variables (Hayton et al., 2004).

**Figura 2***Dimensionalidad de factores mediante el Análisis Paralelo para la EBPA-16*

Por otro lado, en la Tabla 3 se observan las cargas factoriales del AFE obtenidas mediante el método de estimación de Mínimos Cuadrados No Ponderados (ULS), con el uso de rotación oblicua como Oblimin debido a una correlación entre factores de .588, superior al punto de corte estimado de .30 o .20 (Ferrando y Anguiano-Carrasco, 2010; Lee y Jennrich, 1979). Respecto a la varianza explicada se visualiza que el primer factor (situaciones y acciones de postergación) explica un 27.4% de la variable, el segundo factor (pensamientos favorables a la postergación) un 10.8% y su total explica un 38.2%

del constructo procrastinación académica; además, se identifica que las cargas factoriales para todos los ítems cuentan con valores superiores al .30, tal como recomienda Tabachnick y Fidell (2007) para dar como aceptable los ítems. En base a dichas medidas, se evidencia una adecuada evidencia de validez basada en la estructura interna. Por último, se sigue la propuesta de Frías-Navarro y Pascual-Soler (2012), quienes recomendaron reportar las cargas factoriales junto con sus comunalidades para determinar el significado y la calidad de la solución factorial.

**Tabla 3***Evidencia de validez en cuanto a la estructura interna de la EBPA-16*

N	Ítems	Factor		
		$\lambda_{f1}$	$\lambda_{f2}$	$h^2$
1	Me retraso en llegar a las reuniones de mi grupo de trabajo por estar distraigo en otras actividades.	.492		.704
2	Postergo para mañana los trabajos que tengo hoy por que me entretengo en otras actividades	.66		.564
3	Dejo para después las lecturas de los cursos que no me agradan	.593		.641
4	Dedico poco tiempo en hacer las tareas de los cursos que no me agradan	.527		.646
5	Dispongo de poco tiempo para hacer mis tareas por hacer otras actividades	.553		.626
6	Cuando pienso que no podré terminar la tarea asignada, prefiero postergar su entrega		.391	.739
7	Me cuesta estudiar para un examen cuando pienso que no lograré buenos resultados.		.538	.696
8	Cuando creo que no tengo la suficiente capacidad para realizar una tarea demoro en terminarla.		.787	.426
9	Me lleva mucho tiempo empezar una tarea cuando creo que es complicado.		.412	.671
10	Me demoro en terminar mis trabajos porque me distraigo en otras actividades	.699		.506
11	Cuando me asignan una tarea que pienso que es desagradable prefiero aplazar la entrega		.425	.702
12	No me alcanza el tiempo para hacer mis trabajos debido a estar entretenido en otras actividades	.641		.636
13	Cuando se acerca a fecha de entrega y me siento presionado, recién empiezo a realizar mis trabajos.	.599		.684
14	Me es difícil organizarme para desarrollar cada tarea asignada.	.414		.63
15	Postergo para mañana lo que puedo hacer hoy.	.751		.45
16	Se me pasa el tiempo haciendo otras actividades y me queda poco tiempo para realizar mis trabajos académicos.	.674		.562
Autovalor		4.43		2.14
Porcentaje de la varianza explicada (VE%)		24.6		11.9
Porcentaje acumulado de la varianza explicada (VEA%)		24.6		36.5
Correlación interfactorial			.588	

Nota:  $\lambda_{f1}$  = Cargas factoriales del factor situaciones y acciones de postergación,  $\lambda_{f2}$  = Cargas factoriales del factor pensamientos favorables a la postergación,  $h^2$  = Comunalidad de las cargas factoriales.

### **Análisis de evidencias de fiabilidad de consistencia interna**

Para la Tabla 4 se reconoce el análisis de consistencia interna de la EBPA-16 utilizándose como estimación el coeficientes omega ( $\omega$ ), complementándose con el coeficiente Theta de Armor (Gadermann et al., 2007; Elousa y Zumbo, 2008; Domínguez-Lara, 2012) puesto que no se cuenta con el análisis confirmatorio de los ítems para aseverar los valores exactos de los pesos factoriales y contar con un reporte de fiabilidad de constructo (Domínguez-Lara, 2018).

En cuanto al análisis de fiabilidad, se reporta que el coeficiente omega para ambas dimensiones es aceptable (Campo y Oviedo, 2008), así también, existió valores altos para el coeficiente Theta (Elousa y Zumbo, 2008; Domínguez-Lara, 2012), demostrando valores consistentes de confiabilidad. Además, se identifica que la dimensión pensamientos favorables a la postergación ( $\omega=.82$ ,  $\theta=.87$ ) y la dimensión situaciones y acciones de postergación ( $\omega=.77$ ,  $\theta=.71$ ) cuentan con valores altos de fiabilidad.

**Tabla 4***Evidencias de confiabilidad de consistencia interna de la EBPA-16*

n = 478	Ítems	M	$\Sigma$	$\omega$ [IC95%]	$\theta$
Situaciones y acciones de postergación	11	2.77	0.730	.771 [.75, .78]	.713
Pensamientos favorables a la postergación	5	2.62	0.586	.828 [.80, .84]	.873

Nota: M = Media,  $\sigma$  = Desviación estándar,  $\omega$  = Coeficiente omega, IC= Intervalo de confianza,  $\theta$  = Coeficiente theta.

### Valores de normatividad

En la tabla 5 se visualizan los valores normativos para la existencia de procrastinación académica, así como para la dimensión situaciones y acciones de postergación, y para pensamientos favorables a la postergación, entendidas como una ECAD desde el criterio de delimitación inadaptable (CDI/A) definido

en el presente estudio. Debido a que los resultados fueron asimétricos se hizo uso de los puntos de corte al percentil 25 y 75 (García y Maroto, 2018) para la categorización de la procrastinación académica y sus dimensiones en los niveles bajo, medio y alto.

**Tabla 5***Baremos para la procrastinación académica de la EBPA-16*

Categorías	Percentil	Situaciones y acciones de postergación	Pensamientos favorables a la postergación	Procrastinación académica
Bajo	1 a 25	11 a 25	5 a 13	16 a 37
Medio	26 a 75	26 a 33	14 a 17	38 a 48
Alto	76 a 99	34 a más	18 a más	49 a más

## DISCUSIÓN

La investigación contó con el objetivo de analizar una versión breve de un instrumento para la evaluación de la procrastinación académica. Pese a la existencia de instrumentos que pretendan medir la procrastinación académica (Lay, 1986; Tuckman, 1991; Schouwenburg, 1995; Solomon y Rothblum, 1984), la *EBPA-16* cuenta con una explicación de la variable de forma pragmática por medio del concepto de etiqueta categorial arbitrariamente definida (*ECAD*) por el criterio de delimitación inadaptable (*CDI/A*). Los términos psicológicos como *ECADs* no pueden ser entendidos como elementos causales, como por

ejemplo pretender que los pensamientos negativos causan la procrastinación académica, esto último sería incorrecto.

Luego de la elaboración de la clarificación del marco de referencia, donde se define la procrastinación académica y sus dimensiones como una *ECAD*, se demostró la evidencia de la validez basada en el contenido por medio de un índice de coincidencias en cuanto a sus respuestas (*V* de Aiken), encontrando que los diez jueces expertos que colaboraron en el estudio dieron como aceptable la constitución de cada ítem. De esta manera, se reduce la presencia de la varianza

irrelevante que pueda existir dentro del constructo teórico, facilitando el análisis estadístico de los ítems (Ventura-León, 2019a).

Respecto al análisis descriptivo, se reconoció que la asimetría y la curtosis se encontraron dentro de los valores de corte  $\pm 1.5$ ; así mismo, la capacidad discriminativa de los ítems fue adecuada debido a que se contó con un valor mínimo de correlación ítem-test ( $r_{itc}$ ) de .36, el cual supera el punto de corte de .20 estimado por Kline (1986) para ser considerado como una medida que permite discriminar los ítems que no miden la variable. En ese mismo sentido, no se encontró redundancia en los ítems puesto que los índices de discriminación corregido alcanzaron un valor máximo de .66, siendo menor al valor de .95 el cual determina la existencia de multicolinealidad. Con ello se reconoce la capacidad de discriminación del instrumento para poder medir la variable con todos sus ítems, asegurándose de que estos aborden diferentes aspectos comportamentales y no exista replicabilidad.

El análisis de la validez basada en la estructura interna fue identificado mediante el AFE, el cual cumple con la finalidad de imponer un número mínimo de restricciones al análisis para poder obtener las cargas factoriales iniciales que conforman en mejor medida las variables latentes (Lloret-Segura et al., 2014). De manera previa, se logró evidenciar que la muestra de estudio contó con adecuados resultados para ser considerada en el análisis de cargas factoriales, reconociéndose un valor del *KMO* superior al .80 (.887) que indica una adecuación de los datos de manera satisfactoria (Ferrando y Anguiano-Carrasco, 2010); así mismo, la prueba de esfericidad de Bartlett demostró valores significativos ( $X^2=2767$ ,  $gl=153$ ,  $p<.01$ ) para la ejecución de los análisis con cargas factoriales. Luego de ello, se utilizó el análisis paralelo con un método de estimación de Mínimos Cuadrados No Ponderado (ULS) debido a la no existencia de normalidad en los datos (Costello y Osborne, 2005; Hidalgo y Goodman, 2012). La rotación escogida fue la oblicua de tipo Oblimin, ya que, las correlaciones entre los factores fueron superior al .30 (.588), tal como recomienda Ferrando y Anguiano-Carrasco (2010), todo ello por medio de una correlación de la matriz de Pearson debido a que el *EBPA-16* cuenta con una escala de tipo Lickert con cinco opciones de respuesta,

la cual es considerada como una variable cuantitativa o numérica (Ledesma et al., 2019; Lloret-Segura et al., 2014). La dimensionalidad del instrumento se ejecutó por medio de diferentes análisis, siendo considerado en primer aspecto los autovalores obtenidos por cada factor y el gráfico de sedimentación, los cuales arrojaron una la existencia de dos factores bien constituidos; sin embargo, debido a que estos métodos son cuestionados (Lorenzo-Seva et al., 2011, Ferrando y Anguiano-Carrasco, 2010) se hizo uso del análisis paralelo, que permitió comparar y reconocer por métodos de simulación que solo dos autovalores empíricos fueron superiores a los autovalores simulados, clarificando el modelo de dos factores.

En base a lo mencionado en el párrafo anterior, se pudo reconocer que la dimensionalidad de dos factores para la *EBPA-16* contó con una VEA de 38.2% para la procrastinación académica a nivel total, donde, el primer factor denominado como situaciones y acciones de postergación explica un 27.4% de la variable y el segundo factor pensamientos favorables a la postergación explica un 10.8%. Así mismo, cabe señalar que gracias a que el primer factor supera el 20% de varianza explicada se puede considerar un modelo unifactorial (Carmines y Zeller, 1979), siendo necesario el uso del Análisis Factorial Confirmatorio (AFC) para la determinación de un mejor modelo que explique la variable. Las saturaciones obtenidas para los 16 ítems fueron superiores al .30, demostrando cargas factoriales pobres ( $\lambda>.32$ ), aceptables ( $\lambda>.45$ ), buenas ( $\lambda>.55$ ), muy buenas ( $\lambda>.63$ ) y excelentes ( $\lambda>.71$ ), tal como expresa Tabachnick y Fidell (2007). Llegándose a observándose el principio de parsimonia para las cargas factoriales, es decir, los valores obtenidos cuentan con resultados sencillos y entendibles dentro de cada variable latente, observándose una representación de cargas factoriales de manera limpia para cada factor.

En cuanto a la confiabilidad del *EBPA-16* se contó con evidencia respecto a la consistencia interna, reportándose valores para el coeficiente omega superiores al .70 (Campo y Oviedo, 2008), utilizándose dicho estimador debido a que no se contó con el supuesto básico de tau-equivalencia (cargas factoriales semejantes) para reconocer la consistencia de los ítems por medio del coeficiente

alfa (Elousa y Zumbo, 2008; Ventura-León, 2019b). Como medida complementaria al coeficiente omega se reportó un coeficiente Theta de Armor puesto que no se cuenta con la estimación exacta de las cargas factoriales obtenidas por medio del análisis factorial confirmatorio, la cual contribuiría con la existencia de una fiabilidad de constructo (Domínguez-Lara, 2018). Para las dimensiones se reconoce valores superiores al punto de corte mínimo de .70 para considerar una adecuada confiabilidad, demostrando precisión para los ítems que constituyen la dimensión de situaciones y acciones de postergación, y para pensamientos favorables a la postergación.

La normatividad se obtuvo mediante los puntos de corte al 25 y 75 obteniendo como categorías los niveles bajo, medio y alto, siendo consideradas como favorables puesto que cumplen con una mejor forma de interpretar los valores a diferencia de la dicotomización que solo permite evaluar la presencia o ausencia de las variables, generando un sesgo en cuanto a su correcta forma de interpretar los niveles.

Por último, una de las limitaciones encontradas en la presente investigación se evidencia respecto al muestreo no probabilístico y a la poca cantidad de evaluados para la muestra. Además, la recolección de los datos fue ejecutado dentro del año 2021 en periodo de pandemia producto del brote del COVID-19, el cual generó una aplicabilidad de los instrumentos de forma virtual, pudiendo sesgar las respuestas debido a poca importancia tomada a dichos formatos de aplicación. Cabe añadir que todo lo puesto en el presente estudio constituye una evidencia preliminar que tiene que seguir siendo revisada y complementada por diferentes investigaciones empleando distintos recursos.

Se concluye que la EBPA-16, elaborado en base al modelo jerárquico acumulativo de Anicama (2016) y la propuesta de Etiqueta categorial arbitrariamente definida (ECAD), cuenta con evidencia de validez basada en el contenido por medio de semejanzas entre jueces expertos ( $V < .80$ ). Además, el instrumento contó con evidencia de validez basada en la estructura interna por medio del análisis factorial exploratorio, el cual demostró la existencia de dos dimensiones correlacionadas que explican el 38.2% de la varianza acumulada; así también, se reconoció que las cargas

factoriales fueron superiores al .30, distribuidos de forma parsimoniosa en sus dos factores. Por otro lado, existió una confiabilidad alta para la escala a nivel total y sus dimensiones, con valores superiores al .70 para los estimadores. La normatividad fue determinada por medio de los baremos y los puntos de corte de 25 y 75, caracterizándose en los criterios bajo, medio y alto. Finalmente, se recomienda poder aplicar el instrumento en una muestra más amplia y dentro de un muestreo probabilístico, el cual permita generalizar los resultados en muestras distintas. Así también, contribuir con mayores evidencias de propiedades psicométricas para la EBPA-16, favoreciendo un análisis restrictivo que determine la comparación de un modelo con dos factores y un modelo unifactorial.

## REFERENCIAS

- Álvarez, O. (2010). Procrastinación general y académica en una muestra estudiantes de secundaria de Lima. *Persona, 13*, 159- 177. <https://bit.ly/2OOiWRe>
- Anicama, J. (2010). *Análisis y modificación del comportamiento en la práctica clínica*. Lima: Asamblea Nacional de Rectores ANR.
- Anicama, J. (2016). La evaluación de la dependencia emocional: La escala ACCA en estudiantes universitarios. *Acta Psicológica Peruana, 1*(1), 83-106. <https://bit.ly/3YY1nS2>
- Campo, A. y Oviedo, H. (2008). Propiedades Psicométricas de una Escala: la consistencia interna. *Revista de Salud Pública, 10*(5), 831-839. <https://bit.ly/3xMJLML>
- Carmines E. y Zeller R. (1979). *Reliability and validity assessment*. Editorial Sage.
- Costello, A. y Osborne, J. (2005). Best practices in exploratory factor analysis: four recommendations for getting the most from your analysis. *Practical Assessment, Research, and Evaluation, 10*(10), 1-9. <https://bit.ly/3OsUKCh>
- Domínguez-Lara, S. (2012). Propuesta para el cálculo del alfa ordinal y theta de Armor. *Revista de Investigación en Psicología, 15*(1), 213-217. DOI: <https://doi.org/10.15381/rinvp.v15i1.3684>

- Domínguez-Lara, S. (2018). Propuesta de puntos de corte para cargas factoriales: una perspectiva de fiabilidad de constructo. *Enfermería Clínica*, 28(6), 401-402. <https://doi.org/10.1016/j.enfcli.2018.06.002>
- Domínguez-Lara, Villegas-García y Centeno-Leyva (2013). Procrastinación académica: Validación de una escala en una muestra de estudiantes de una universidad privada. *Liberabit*, 20(2), 293-304.
- Elosua, P. y Zumbo, B. (2008). Coeficientes de fiabilidad para escalas de respuesta categórica ordenada. *Psicothema*, 20(4), 896-90. <https://bit.ly/2SzruwB>
- Escurra, L. (1988). Cuantificación de la validez de contenido por criterio de jueces. *Revista de Psicología*, 6(2), 103-111. <https://bit.ly/39HcACj>
- Eysenck, H. (1970). *Fundamentos biológicos de la personalidad*. Editorial Fontanella.
- Ferrando, P. y Anguiano-Carrasco, C. (2010). El análisis factorial como técnica de investigación en psicología. *Papeles del Psicólogo*, 31(1), 18-33. <https://bit.ly/3tQUpkc>
- Frías-Navarro, D. y Pascual-Soler, M. (2012). Prácticas del análisis factorial exploratorio (AFE) en la investigación sobre conducta del consumidor y marketing. *Suma Psicología*, 19(1), 47-58. <https://bit.ly/3yaLhcS>
- Gadermann, A., Guhn, M. y Zumbo, B. (2007). Ordinal versions of coefficients alpha and theta for Likert rating scales. *Journal of Modern Applied Statistical Methods*, 6(1), 20-28. <https://doi.org/10.22237/jmasm/1177992180>
- García, J. y Maroto, F. (2018). Interpretación de resultados estadísticos. *Medicina Intensiva*, 42(6), 370-379. <https://doi.org/10.1016/j.medín.2017.12.013>
- Gondra, J. (2007). *Mecanismos asociativos del pensamiento. La "obra magna" inacabada de Clark L. Hull*. Desclée de Brouwer.
- Gonzales, J. (2014). *Validación y construcción de las propiedades psicométricas de la escala de procrastinación académica (EPA)*. Chiclayo: Universidad Señor de Sipán.
- Hayat, A., Kojuri, J. y Amini, M. (2020). Academic procrastination of medical students: The role of Internet addiction. *Journal of advances in medical education & professionalism*, 8(2), 83-89. <https://doi.org/10.30476/JAMP.2020.85000.1159>
- Hayton, J., Allen, D. y Scarpello, V. (2004). Factor retention decisions in exploratory factor analysis: A tutorial on parallel analysis. *Organizational Research Methods*, 7(1), 191-205. <https://doi.org/10.1177/1094428104263675>
- He, S. (2017). Una investigación multivariante sobre la dilación académica de los estudiantes universitarios. *Revista Abierta de Ciencias Sociales*, 5, 12-24. doi: 10.4236/jss.2017.510002.
- Hidalgo, B. y Goodman, M. (2012). Multivariate or Multivariable Regression? *Statistically Speaking*, 103(1), 39-40. <https://doi:10.2105/AJPH.2012.300897>
- Hoover, E. (2005). *La crónica de la educación superior*. Universidad del Estado de Ohio.
- Hyrkas, K., Appelqvist-Schmidlechner, K. y Oksa, L. (2002). Validating an instrument for clinical supervision using an expert panel. *International Journal of Nursing Studie*, 40(1), 619-625. [https://doi.org/10.1016/S0020-7489\(03\)00036-1](https://doi.org/10.1016/S0020-7489(03)00036-1)
- Izquierdo, I., Olea, J. y Abad, F. (2014). Exploratory factor analysis in validation studies: Uses and recommendations. *Psicothema*, 26(3), 395-400. <https://doi.10.7334/psicothema2013.349>
- Kanfer, F. y Phillips, J. (1977). *Principios de aprendizaje en la terapia del comportamiento*. Editorial Trillas.
- Kline, P. (1986). *A handbook of test construction: Introduction to psychometric design*. London, England: Methuen.
- Lay, C. (1986). At last, my research article on procrastination. *J. Res. Pers.* 20, 474-495. [https://doi.10.1016/0092-6566\(86\)90127-3](https://doi.10.1016/0092-6566(86)90127-3)
- Ledesma, R., Ferrando, P. y Tosi, J. (2019). Uso del análisis factorial exploratorio en RIDEP. Recomendaciones para autores y revisores. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación Psicológica, RIDEP*, 52(3), 173-180. <https://doi.org/10.21865/RIDEP52.3.13>

- Lee, S. y Jennrich, R. (1979). A study of algorithms for covariance structure analysis with specific comparisons using factor analysis. *Psychometrika*, 44(1), 99–113. <https://doi.org/10.1007/BF02293789>
- Lloret-Segura, S., Ferreres-Traver, A., Hernández-Baeza y Tomás-Marco, I. (2014). El análisis factorial exploratorio de los ítems: una guía práctica, revisada y actualizada. *Anales de Psicología*, 30(3), 1151-1169. <http://dx.doi.org/10.6018/analesps.30.3.199361>
- Lorenzo-Seva, U., Timmerman, M. y Kiers, H. (2011). The Hull method for selecting the number of common factors. *Multivariate Behavioral Research*, 46(2), 340-364. <https://doi.org/10.1080/00273171.2011.564527>.
- Merino, C. y Livia, J. (2009). Intervalos de confianza asimétricos para el índice la validez de contenido: Un programa Visual Basic para la V de Aiken. *Anales de Psicología*, 25(1), 169-171. <https://bit.ly/3QG3WnY>
- Mohammadi-Bytamar, J., Saed, O. y Khakpoor, S. (2020). Emotion Regulation Difficulties and Academic Procrastination. *Frontiers in psychology*, 11, 524588. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2020.524588>
- Montero, I. y León, O. (2002). Clasificación y descripción de las metodologías de investigación en psicología. *Revista internacional de psicología clínica y de la salud*, 2(3), 503-508. <https://bit.ly/2OQdxZi>
- Otzen, T. y Manterola, C. (2017). Técnicas de muestreo sobre una población a estudio. *International Journal of Morphology*, 35(1), 227-232. <http://dx.doi.org/10.4067/S0717-95022017000100037>.
- Schouwenburg H. (1995). "Academic procrastination," in Procrastination and Nunnally, J. y Bernstein, I. (1994). *Psychometric theory* (3ª ed.). Estados Unidos de America: McGraw-Hill
- Sirois, F. y Pychyl, T. (2013). La procrastinación y la prioridad de la regulación del estado de ánimo a corto plazo: consecuencias para el yo futuro. *Soc. Pers. Psychol. Brújula* 7, doi 115-127. 10.1111 / spc3.12011
- Solomon L. y Rothblum E. (1984). Academic procrastination: frequency and cognitive-behavioral correlates. *J. Counsel. Psychol.* 31(3), 503–509. doi:10.1037/0022-0167.31.4.503
- 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>
- Svartdal, F., Dahl, T., Gamst-Klaussen, T., Koppenborg, M. y Klingsieck, K. (2020). Cómo los entornos de estudio fomentan la dilación académica: descripción general y recomendaciones. *Fronteras en psicología*, 11, 540910. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2020.540910>
- Tabachnick, B. y Fidell, L. (2007). *Using multivariate statistics*. Boston, Massachusetts: Pearson/Allyn & Bacon.
- Trujillo-Chumán, K. y Noé-Grijalva, 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.
- Tuckman, B. (1991). The development and concurrent validity of the procrastination scale. *Educ. Psychol. Meas.* 51, 473–480. doi 10.1177/0013164491512022
- Van Eerde, W. (2003). Una red nomológica de procrastinación derivada de forma metaanalítica. *Pers. Individ. Diferir de.* 35, 1401–1418. doi 10.1016 / S0191-8869 (02) 00358-6
- Ventura-León, J. (2019a). De regreso a la validez basada en el contenido. *Adicciones*. 20(10), 1-3. <https://bit.ly/3QGgR9K>
- Ventura-León, J. (2019b). ¿Es el final del alfa de Cronbach? *Adicciones*, 31(1), 80-81. <https://bit.ly/3xNGAnS>