


ARTÍCULOS DE INVESTIGACIÓN

## Escala de Procrastinación de Tuckman (ATPS): evidencias psicométricas y datos normativos en estudiantes de secundaria de Lima, Perú

Tuckman Procrastination Scale (ATPS) : Psychometric Evidence  
and Normative Data in Secondary School Students from Lima,  
Peru

**Jhorleny Galindo-Contreras**

Universidad César Vallejo, Lima, Perú

 <https://orcid.org/0000-0002-2733-7119>

**Lincol Orlando Olivas-Ugarte\***

Universidad César Vallejo, Lima, Perú

 <https://orcid.org/0000-0001-7781-7105>

**Recibido:** 05/09/2021

**Aceptado:** 21/03/2022

**Publicado:** 22/04/2022

**\*Correspondencia:**

Email: lolivas2021@gmail.com

**Cómo citar:**

Galindo-Contreras, J., y Olivas-Ugarte, L. (2022). Escala de Procrastinación de Tuckman (ATPS): evidencias psicométricas y datos normativos en estudiantes de secundaria de Lima, Perú. *Propósitos y Representaciones*, 10(1), e1381. <https://doi.org/10.20511/pyr2022.v10n1.1381>

## Resumen

Este estudio de diseño instrumental se realizó con el objetivo de analizar las evidencias psicométricas de la escala ATPS y elaborar datos normativos para su aplicación en estudiantes de secundaria de Lima Metropolitana. Participaron 429 estudiantes de 11 a 18 años, seleccionados a través de un muestreo no probabilístico por conveniencia. El análisis factorial confirmatorio del modelo unidimensional con 15 ítems no ajustó, por lo que se descartaron 5, alcanzado un ajuste adecuado para este modelo reespecificado:  $X^2/gl=1.681$ , CFI=.992, TLI=.990, RMSEA=.040, SRMR=.030. También, se encontró evidencia de validez convergente con la ansiedad ante exámenes ( $r= .618$ ) y validez discriminante con la autoeficacia académica ( $r=-.385$ ). La confiabilidad se estimó con los coeficientes alfa:  $\alpha=.85$ , y omega:  $\omega=.86$ ). El análisis de invarianza factorial mostró que la prueba es equivalente por sexo y grado de estudio ( $\Delta CFI<.010$ ,  $\Delta RMSEA<.015$ ). Finalmente, se elaboraron datos normativos para la interpretación de las puntuaciones de la ATPS en estudiantes de secundaria de Lima. Se concluye que la ATPS-10 reúne adecuadas propiedades psicométricas y cuenta con datos normativos que justifican su correcto uso para medir los niveles de procrastinación académica en escolares peruanos de educación secundaria.

**Palabras clave:** procrastinación académica; validez; confiabilidad; equidad; datos normativos.

## Summary

This instrumental design study was carried out with the objective of analyzing the psychometric evidence of the ATPS scale and preparing normative data for its application in secondary school students in Metropolitan Lima. There are 429 students from 11 to 18 years old participated, selected through a non-probabilistic convenience sampling. The confirmatory factor analysis of the one-dimensional model with 15 items did not fit, so 5 were discarded, reaching an adequate fit for this re-specified model:  $X^2/gl = 1.681$ , CFI=.992, TLI=.990, RMSEA=.040, SRMR=.030. Also, evidence of convergent validity was found with test anxiety ( $r = .618$ ) and discriminant validity with academic self-efficacy ( $r=-.385$ ). The reliability was estimated with the alpha coefficients:  $\alpha=.85$ , and Omega:  $\omega=.86$ ). The factorial invariance analysis showed that the test is equivalent by sex and degree of study ( $\Delta CFI <.010$ ,  $\Delta RMSEA <.015$ ). Finally, normative data were prepared for the interpretation of ATPS scores in secondary school students from Lima. It is concluded that the ATPS-10 has adequate psychometric properties and has normative data that justify its correct use to measure the levels of academic procrastination in Peruvian secondary school students.

**Keywords:** academic procrastination; validity; reliability; equity; normative data.

## Introducción

En la sociedad actual se suele decir que se necesita hacer un esfuerzo adicional al habitual para lograr los objetivos con mayor prontitud, comportamiento contrario al de aquellos que dejan sus quehaceres para último momento, lo que también es conocido como procrastinación (Angarita, 2012).

Tal es así, como lo menciona la Organización de las Naciones Unidas para la Educación la Ciencia y la Cultura (UNESCO, 2012) que, en Europa, siendo considerado como una potencia mundial en lo concerniente a educación, el 90% de los estudiantes procrastinan, y de estos, el 50% lo hace de forma regular, conduciéndolos a un bajo rendimiento académico. En Sudamérica, Ferrari et al. (2005) reportan que el 61% procrastinan, el 20% de ellos presentan procrastinación de tipo crónico y en Lima Metropolitana el 54.5% completa sus actividades a poco tiempo de presentarlo, solo un 17.4% las realizan en el tiempo adecuado (Marquina et al., 2016).

La procrastinación afecta la vida académica de los estudiantes reflejándose en bajo rendimiento, siendo por eso importante conocer con más precisión el comportamiento de esta variable. Para medirla existen diferentes instrumentos tales como el Inventario de Procrastinación (API) de Aitken (1982), la Escala de Evaluación de la Procrastinación para Estudiantes (PASS) de Solomon y Rothlum (1984), o la Escala de Demora Académica (EDA) de Clariana y Martín (2008). Y aunque en el Perú la más usada en los últimos años ha sido la Escala de Procrastinación Académica (EPA) de Busko (1998), adaptada por Álvarez (2010), y reducida a 12 ítems por Domínguez et al. (2014), subsiste cierta polémica sobre su dimensionalidad, lo que interfiere con la interpretación de sus puntuaciones, sobre todo si se busca aplicarla en adolescentes. Por lo tanto, la Escala de Procrastinación de Tuckman (TPS) (1990) es una valiosa alternativa, dado que es entendible, breve, de estructura unidimensional, y podría utilizarse en escolares peruanos.

El grupo de estudio de Furlan et al. (2010) adaptó la TPS al español, descartando el en proceso el ítem 4: suelo retrasar la toma de decisiones difíciles. Se encontraron adecuados índices de ajuste para un modelo unidimensional luego de aplicar un análisis factorial confirmatorio (AFC): CFI= .99, GFI= .98, RMSEA= .04; asimismo, se demostró su fiabilidad por el método de consistencia interna ( $\alpha$ = .94.). Por otro lado, Alegre-Bravo y Benavente-Dongo (2020) analizaron las propiedades psicométricas de esta escala en una muestra de 764 universitarios de la ciudad de Lima-Perú, reportando resultados aceptables para el AFC: RMSEA = .056, CFI= .979, GFI= .986, y la confiabilidad:  $\alpha$ = .845,  $\omega$ = .848, luego de eliminar los ítems 5: Empiezo a trabajar de inmediato, incluso en actividades que me resultan displacenteras, 7: Destino el tiempo necesario a las actividades, aunque me resulten aburridas, y 12: Desearía encontrar una forma fácil de ponerme en movimiento, presumiblemente por ser de redacción inversa.

No obstante estos resultados, a la fecha no se han identificado en el contexto peruano investigaciones sobre las propiedades psicométricas de esta nueva versión conocida como ATPS en estudiantes de secundaria, por eso el presente estudio busca suplir este vacío, y fue realizado en Lima Metropolitana, que cuenta con una población pluricultural, además de extensa, también con zonas de recursos económicos por debajo del promedio, ocasionando en muchos casos que el trabajo absorbe el tiempo de calidad de los padres a hijos en diferentes aspectos de su vida diaria, pero sobre todo en sus estudios, lo que es muchas veces la razón por la que desertan, siendo este un actuar muy común en los estudiantes.

Ahora bien, es importante conocer más acerca de la variable de estudio, para ello se debe entender que la palabra procrastinar se origina del término en latín Procrastinare, que significa dejar para mañana o retrasar el desarrollo de la actividad asignada (Ferrari et al., 1995). Para la Real Academia Española (RAE, 2002) es la acción de alargar algo. Referente a la psicología, este actuar repercute en el estrés que les genera por la presión que esta representa, porque realizarla implica dejar sus necesidades básicas en el corto tiempo que les queda para cumplir con lo requerido (Angarita, 2012).

Asimismo, cuando se habla de procrastinación se refiere a las personas que realizan sus actividades porque les gusta o les resulta placentero, diferente a las personas que las hacen porque las actividades ya están establecidas ya que representa un conflicto personal, sobre hacer lo que les gusta o en su defecto dejarlo para después (Quant y Sánchez, 2012).

A mediados del siglo XVII en el sermón del reverendo Walker ya se conocía que quienes procrastinaban no alcanzaban la meta de ser santos, por el contrario, eran considerados como pecadores (Carranza y Ramírez, 2013), pero la procrastinación empieza a ser considerado como un actuar negativo a partir de la modernidad, porque sus sistemas productivos eran muy importantes para el desarrollo económico y social (Kachgal et al., 2001). Para Steel (2007), el primer análisis sobre la procrastinación lo realizó Milgram en 1992, quien indica que las personas suelen asumir muchas responsabilidades a desarrollarse a corto plazo, como no pueden cumplir con ello es que procrastinan.

En relación con los modelos se encuentra el conductual, para que una conducta se logre esta debe ser reforzada, el resultado de este puede ser favorable como desfavorable, por lo que se considera que una persona procrastinadora fortalece sus pensamientos negativos de acuerdo al medio en el cual se encuentra, por eso es importante realizarlo sin aspiraciones poco realistas (Skinner, 1977).

Asimismo, otro aspecto importante para Ferrari y Emmons (1995) son las emociones debido a que perciben satisfacción, placer al no cumplir con sus deberes que en su pensar lo estarían evitando, mas no negándose a realizarla, ideas evidentemente erróneas, produciendo en ellos sensaciones de liberación y satisfacción. A su vez es importante aclarar que, si llegaran a cumplir en un tiempo límite, destacan ese logro mucho más al asumir un sobreesfuerzo.

Cabe resaltar que aquellas personas procrastinadoras siempre empiezan las actividades, una vez aceptada, esta puede ser retrasada al querer completarla, es ahí donde la conducta de desaliento resalta, replicando estas acciones muchas veces y se ven reflejados en su rendimiento escolar (Schouwenburg, 2004).

También, se encuentra el modelo cognitivo, donde el procesamiento de la información importa en gran proporción porque si tienen pensamientos negativos, buscan autoexcluirse y terminan fracasando en el intento de concretar sus actividades (Wolters, 2003).

Pero la base teórica es el modelo cognitivo-conductual por Ferrari et al. (1995), ya que, si bien tienen la predisposición de realizarlo, no logran hacerlo, ya sea al inicio, intermedio o final, comienzan a tener pensamientos de aplazamiento, dejando las tareas sin culminarse, convirtiéndolo en un hábito que genera sensación de abatimiento.

En ese sentido, Ferrari et al. (1995) resaltan que por más que las personas tengan pensamientos negativos son conscientes de lo que hacen, es decir, a pesar de estar a tiempo de entregar los quehaceres, no lo hacen porque no se adecua al tiempo que piensan dedicarle, entonces se desmotivan y prefieren no cumplir teniendo presente que no es lo correcto.

Aunque se sabe que la procrastinación afecta el rendimiento académico de los adolescentes (Furlan et al., 2012), no se cuenta con instrumentos de medición, válidos confiables, equitativos, y con datos normativos que permitan identificar tempranamente estas conductas y clasificar a los estudiantes de acuerdo con su nivel de procrastinación, por lo que resulta conveniente ejecutar esta investigación, lo que contribuirá a una mejor evaluación e intervención psicoeducativa.

En consecuencia, siguiendo un orden secuencial se formularon como objetivos específicos: 1) Analizar las evidencias de validez basadas en el contenido, 2) Realizar el análisis estadístico preliminar de los ítems, 3) Analizar las evidencias de validez basadas en la estructura interna, 4) Analizar las evidencias de validez en relación con otras variables, 5) Analizar las evidencias de confiabilidad, 6) Analizar las evidencias de equidad, y finalmente 7) Elaborar datos normativos.

## **Método**

### **Diseño y tipo de investigación**

Es una investigación de diseño instrumental (Montero y León, 2002; Ato et al., 2013), y específicamente psicométrico, ya que se encarga de analizar la validez, confiabilidad y equidad de un instrumento, en este caso un test psicológico que contribuya a entender la conducta humana (Alarcón, 2008).

## Participantes

La muestra estuvo conformada por 429 de primero a quinto de secundaria: primero = 72, segundo = 50, tercero = 161, cuarto = 60, y quinto = 86, 190 (44.3%) hombres y 239 (55.7%) mujeres, de 11 a 18 años ( $M=14.22$ ,  $DE=1.4$ ), de escuelas de Lima Metropolitana: Lima norte = 149 (34.7%), Lima sur = 145 (33.8%), Lima centro = 76 (17.7%), Lima este = 48 (11.2%), y Callao = 11 (2.6%), quienes fueron seleccionados mediante un muestreo no probabilístico por conveniencia, hasta completar una cantidad superior a 400, que se considera suficiente para validar una escala (Arafat et al., 2016).

## Instrumentos

### *Escala adaptada de procrastinación de Tuckman (ATPS).*

Elaborada originalmente por Tuckman (1990), estaba compuesta por 72 ítems, pero se realizó una segunda revisión reduciéndose a 35, más tarde fue adaptada en Argentina por Furlan et al. (2010), quienes crearon una nueva versión de 15 ítems con formato de respuesta tipo Likert con 5 opciones desde nunca = 1 hasta siempre = 5. La calificación varía entre 15 y 75 puntos, donde mayor puntuación indica mayor presencia de conductas procrastinadoras.

### *Escala de Autoeficacia Percibida Específica de Situaciones Académicas (EAPESA).*

De origen español por Palenzuela (1983), cuenta con 10 reactivos con 4 alternativas de respuesta Likert de nunca = 1 a siempre = 4 la puntuación varía entre 10 y 40, además la evaluación no sobrepasa los 10 minutos, la escala fue usada como variable discriminante. En esta investigación se realizó un análisis factorial confirmatorio para verificar la estructura unidimensional, encontrando adecuados índices de ajuste:  $X^2/df= 2.344$ , CFI=.992, TLI=.989, SRMR=.031, y RMSEA=.056. Además, se estimó su confiabilidad con el coeficiente omega: .90.

### *Inventario de la ansiedad ante exámenes–Estado (TAI – Estado).*

Es de procedencia española (Bauermeister et al., 1983); además, Domínguez-Lara (2016) revisó su estructura interna, que cuenta con 15 ítems, sus respuestas son de tipo Likert desde nada = 1 hasta mucho = 4 que en su puntuación directa mínima es 15 y 60 como máximo, que fue utilizado como variable convergente. En este estudio se ejecutó un análisis factorial confirmatorio para verificar la estructura unidimensional del Inventario, encontrando adecuados índices de ajuste:  $X^2/df= 3.641$ , CFI=.948, TLI=.939, SRMR=.059, y RMSEA=.079. Igualmente, se estimó su confiabilidad con el coeficiente omega: .89.

## Procedimiento

Debido a la pandemia generada por la COVID-19, durante el año escolar 2021 las clases fueron no presenciales. Por eso, recolectaron los datos mediante un formulario virtual de Google que se distribuyó por redes sociales como Facebook, Instagram, y WhatsApp, en un plazo de dos semanas. Se elaboró el formulario insertando el título de la investigación, con una breve explicación de su objetivo y requisitos para los participantes del estudio. También se introdujeron tanto el consentimiento para los apoderados, como el asentimiento para los menores, remarcándoles el carácter anónimo de su colaboración. Asimismo, se incluyó una ficha de datos personales como sexo, edad, grado, gestión educativa, y zona de residencia, garantizando en todo momento la confidencialidad de los datos entregados. Finalmente, se incluyeron los tres instrumentos para medir además de la procrastinación, la autoeficacia académica y la ansiedad ante exámenes. Una vez culminada la fase de recolección de información se descargaron las respuestas de los participantes en una hoja de cálculo de Microsoft Excel para su ordenamiento, luego se exportó esta base de datos al programa estadístico SPSS 26, y finalmente se realizó el análisis de datos con el programa de uso libre RStudio versión 4.1.1.

## **Análisis de datos**

Inicialmente se analizó el contenido de los 15 reactivos de la escala por el método de juicio de expertos, y se cuantificó el grado de acuerdo entre estos especialistas en relación a su pertinencia, relevancia y claridad con el coeficiente V de Aiken = .80 (Aiken, 1980).

También se realizó el análisis estadístico de los ítems, teniendo presente la media, la desviación estándar, los coeficientes de asimetría y curtosis univariadas (+/-1.5), el índice de homogeneidad corregida (<.30) (Nunnally y Bernstein, 1995), las comunalidades (<.40) (Detrinidad, 2016) y el índice de discriminación por el método de grupos extremos.

Asimismo, se ejecutó el análisis factorial confirmatorio en el programa RStudio, usando como insumo la matriz de correlaciones policóricas en combinación con el estimador de mínimos cuadrados ponderados robustos (WLSMV) por la naturaleza ordinal de la variable (Brown, 2015) donde su ajuste absoluto  $X^2/df < 3.0$ , RMSEA < .08, SRMR < .08 (Ruíz et al., 2010) y ajuste comparativo CFI > .90, TLI > .90 (Escobedo et al., 2016).

Se analizaron las evidencias de validez convergente en relación con la ansiedad y discriminante en relación con la autoeficacia con el coeficiente de correlación de Pearson, y se siguieron los criterios de Cohen (1988) la interpretar los tamaños del efecto ( $r^2$ ): pequeño .01, mediano .10, y grande .25.

Las evidencias de confiabilidad se analizaron por el método de consistencia interna y se cuantificaron con los coeficientes  $\alpha > .70$  (Vargas y Hernández, 2010) y  $\omega > .65$  (Katz, 2006).

Las evidencias de equidad se analizaron mediante el análisis de invarianza factorial a nivel configural, métrica, fuerte y estricta (Cheung y Rensvold, 2002) respecto al sexo y grados considerando los valores CFI > .95, RMSEA < .05  $\Delta CFI < .010$  Y  $\Delta RMSEA < .015$  (Chen, 2007).

Finalmente, se elaboraron datos normativos; de manera preliminar se analizó la prueba de normalidad por Shapiro-Wilk (Ghasemi y Zahediasl, 2012), luego se calculó los percentilares PC = 10, 25, 50, 75, 90, también se estimó la confiabilidad por puntos de corte K2, todo ello determina el nivel desde muy bajo a muy alto de procrastinación (Muñiz, 2003).

## **Resultados**

### **Evidencias de validez basadas en el contenido**

Inicialmente se presentaron los 15 ítems establecidos por Furlan et al. (2010) ante los ocho jueces expertos, quienes verificaron la pertinencia, relevancia y claridad de cada uno de los ítems, y se cuantificó el grado de acuerdo entre estos especialistas sobre el contenido de la prueba por medio del coeficiente de V de Aiken = .96; además, los ítems presentaron valores adecuados  $\geq .80$  (Aiken, 1980). En esta etapa no se eliminó ningún reactivo; sin embargo, los ítems 5, 7 fueron observados en su pertinencia, y el ítem 12 fue observado en su claridad.

### **Matriz de correlaciones policóricas**

En principio, en la Tabla 1 se presenta la matriz de correlaciones policóricas de los 10 ítems de esta nueva versión de la ATPS, cuyos valores varían entre .21 y .61. Enseguida se reporta detenidamente el procedimiento seguido para llegar a la ATPS-10.



**Tabla 1.***Matriz de correlaciones policóricas de los ítems de la escala ATPS*

Ítems	P1	P2	P3	P4	P6	P8	P9	P10	P13	P15
P1	-									
P2	.46	-								
P3	.51	.36	-							
P4	.35	.21	.38	-						
P6	.34	.31	.43	.23	-					
P8	.54	.43	.49	.42	.43	-				
P9	.51	.38	.52	.36	.41	.61	-			
P10	.56	.39	.52	.38	.39	.50	.61	-		
P13	.41	.29	.40	.26	.28	.50	.48	.48	-	
P15	.55	.34	.48	.36	.35	.60	.56	.52	.46	-

**Análisis estadístico preliminar de los ítems**

Luego, en la Tabla 2 se ejecutó el análisis descriptivo de los ítems, donde en el índice de homogeneidad corregida para ser considerado dentro de los parámetros deben ser  $> .30$  es así, que 3 ítems no son aceptables, ya que se observó los ítems 5, 7 y 12 (Nunnally y Bernstein, 1995), así como también para las comunalidades los ítems 2, 4, 6, 12, 14 no cumplen con lo establecido por (Detrinidad, 2016), ya que deben ser  $> .40$ ; por lo cual no está midiendo los ítems pertenecientes a la escala.

**Tabla 2.***Análisis descriptivo de los ítems de la escala ATPS*

Ítems	M	DE	$g^1$	$g^2$	IHC	$h^2$	id	CF
1	2.8	1.0	0.3	-0.1	.64	.54	.000	.69
2	2.3	1.0	0.5	0.1	.44	.29	.000	.48
3	2.4	1.2	0.5	-0.4	.59	.47	.000	.63
4	2.8	1.3	0.2	-1.1	.38	.25	.000	.44
5	2.9	1.1	-0.2	-0.6	.12	.50	.000	.16
6	1.8	1.0	1.3	1.3	.44	.27	.000	.46
7	2.9	1.2	0.2	-0.7	-.03	.48	.029	.03
8	2.4	1.1	0.5	-0.1	.67	.61	.000	.72
9	2.4	1.1	0.4	-0.4	.64	.56	.000	.72
10	2.6	1.2	0.3	-0.7	.65	.55	.000	.71
11	2.6	1.2	0.1	-1.0	.34	.57	.000	.39
12	3.5	1.1	-0.1	-0.7	.21	.35	.000	.25
13	3.0	1.2	0.0	-0.9	.52	.40	.000	.58
14	3.0	1.0	-0.3	-0.2	.34	.35	.000	.37
15	2.7	1.1	0.4	-0.5	.62	.53	.000	.69

*Nota:* M: Media; DE: Desviación Estándar;  $g^1$ : coeficiente de asimetría de Fisher;  $g^2$ : coeficiente de curtosis de Fisher; IHC: índice de homogeneidad corregida;  $h^2$ : comunalidad; id: Índice de discriminación; CF: carga factorial.

**Evidencias de validez basadas en la estructura interna**

Se ejecutó un análisis factorial confirmatorio con la matriz de correlaciones policóricas y el estimador robusto WLSMV para los 15 ítems. a través del programa RStudio, utilizando  $X^2/gl = 4.193$ , CFI= .833, TLI .805, SRMR= .096, y RMSEA= .086. Sin embargo, los ítems 5, 7 y 12 presentaron bajas cargas factoriales  $< .30$  (Field, 2013), además, se consideró su baja calidad métrica en el análisis previo de la Tabla 2 así como también los ítems inversos 5, 11 y 14.

Todos los ítems antes mencionados fueron descartados, para volver a ejecutar un nuevo AFC con los 10 ítems restantes, constatando un mejor ajuste:  $X^2/gl=1.681$ , CFI=.992, TLI=.990, RMSEA=.040, y SRMR=.030 (Ruíz et al., 2010).

### Evidencias de validez en relación a otras variables

Después, se halló relación positiva entre la escala ATPS en relación con el inventario de ansiedad ante los exámenes TAI-Estado ( $r=.618$ ) como variable convergente con la escala el alcanzando un tamaño del efecto grande ( $r^2=.38$ ); mientras que, en la escala de autoeficacia percibida en situaciones académicas EAPESA su correlación es discriminante siendo esta negativa ( $r=-.385$ ); el tamaño del efecto es pequeño ( $r^2=.15$ ) (Cohen, 1988).

### Evidencias de confiabilidad

Se evidencia que respecto al coeficiente alfa de la escala es de .85 denotando una confiabilidad alta (Vargas y Hernández, 2010). De igual manera, se evidencia que el valor del coeficiente Omega es de .86 demostrando así que es un valor aceptable (Katz, 2006).

### Evidencias de equidad

Ahora bien, en la Tabla 3 se realizó la invarianza factorial por sexo y grados de estudio, encontrando que los cambios en CFI y RMSEA son mínimos ( $\Delta CFI < .010$ ,  $\Delta RMSEA < .015$ ), a nivel configural, métrica, escalar, y estricta (Cheung y Rensvold, 2002; Chen, 2007). Por lo tanto, los estudiantes tienden a interpretar el contenido de la prueba sin importar si son hombres o mujeres, o si pertenecen a distintos grados de estudio. Entonces, se puede atribuir las puntuaciones de la ATPS a la variable procrastinación académica, y no a factores personales (Messick, 1995).

**Tabla 3.**

*Índices de ajuste del análisis de invarianza factorial de la escala ATPS*

Según sexo	$X^2$	$\Delta X^2$	gl	$\Delta gl$	p	CFI	$\Delta CFI$	RMSEA	$\Delta RMSEA$
1.-Configural	92.177	...	70	...	***	.983	...	.038	...
2.-Métrica	98.075	5.8985	79	9	***	.986	.002	.034	.005
3.-Fuerte	119.139	21.064	88	9	***	.977	.009	.041	.007
4.-Estricta	134.034	14.8946	98	10	**	.973	.004	.041	.001
Según grado	$X^2$	$\Delta X^2$	gl	$\Delta gl$	p	CFI	$\Delta CFI$	RMSEA	$\Delta RMSEA$
1.-Configural	154.00	...	105	...	***	.962	...	.057	...
2.-Métrica	169.60	15.599	123	18	***	.964	.002	.051	.006
3.-Fuerte	189.57	19.965	141	18	***	.963	.002	.049	.002
4.-Estricta	220.69	31.121	161	20	**	.954	.009	.051	.002

*Nota:* \*\*\*.001; \*\*.01;  $\Delta X^2$ = Delta en Chi cuadrado;  $\Delta gl$ = Delta en los grados de libertad;  $\Delta CFI$ = Variación en el CFI;  $\Delta RMSEA$ = Variación en el RMSEA.

### Datos normativos

Finalmente, en la Tabla 4 se ejecutó el análisis de normalidad a través de Shapiro-Wilk (Ghasemi y Zahediasl, 2012) donde se debe cumplir  $< .001$  obteniéndose .002, por lo que no se cumple con el supuesto de normalidad, entonces se optó por usar percentiles, es decir, si obtienen puntuaciones desde 10-50 respectivamente, determinará el nivel en el que se encuentran que pueden ser desde muy bajos hasta muy altos (Muñiz, 2003), además los puntos de corte por el coeficiente K2 según su nivel (Fernández et al., 2014).



**Tabla 4.**  
*Percentiles de la escala ATPS*

Percentiles	Coefficiente de confiabilidad K2	Puntuación directa	Niveles
10	.973	10-19	Muy bajo
25	.905	20-24	Bajo
50	.860	25-29	Promedio
75	.903	30-34	Alto
90	.950	35-50	Muy alto

Entonces, la versión reducida de 10 ítems de la ATPS (ATPS-10) cuenta con datos normativos para su aplicación en estudiantes de secundaria de Lima Metropolitana.

## Discusión

El presente estudio se realizó con la intención de corroborar las evidencias psicométricas, así como también los datos normativos de la escala ATPS en estudiantes de secundaria. Los fundamentos teóricos se basaron en el enfoque cognitivo conductual de Ferrari et al. (1995), quienes refieren que inicialmente las personas tienen la predisposición de realizar las actividades, pero en el camino retrasan su desarrollo.

Con respecto al primer objetivo sobre las evidencias de validez basadas en el contenido de la prueba, se consultó la opinión de ocho jueces expertos, quienes verificaron la pertinencia, relevancia y claridad de los ítems que miden la variable, alcanzando valores adecuados ( $V=96$ ) (Aiken, 1980) para la ATPS; no obstante tres jueces observaron los ítems 5, 7, 12 en su pertinencia y relevancia, lo que quiere decir que dichos ítems tendrían que ser corregidos, pero se decidió continuar con el estudio sin excluirlos inicialmente. En tal sentido, si bien es cierto son aceptables, estos ítems podrían influir en el resultado de futuras investigaciones.

Luego para el segundo objetivo se procedió a realizar el análisis estadístico preliminar de los ítems, en el que se encontró que las alternativas de respuesta marcadas con mayor frecuencia fueron las de casi nunca (2), y a veces (3); asimismo, los valores de la media y desviación estándar mostraron la misma tendencia de los encuestados a responder que pocas veces procrastinan. Por otro lado, el índice de homogeneidad corregida de los ítems 5, 7, 12 son  $<.30$  (Nunnally y Bernstein, 1995), y las comunalidades de los reactivos 2, 4, 6, 12, 14 son  $<.40$  (Detrinidad, 2016), lo que indica que, estos ítems no estarían contribuyendo a medir adecuadamente la variable. En algunos estudios previos a este también se presentan resultados similares, como la investigación de Alegre-Bravo y Benavente-Dongo (2020), quienes manifiestan que los ítems 5, 7, y 12 no cumplen con la condición aceptable. En consecuencia, se tomó en cuenta esta información para la ejecución del análisis factorial confirmatorio.

Ahora bien, como tercer objetivo se planteó examinar las evidencias de validez basadas en la estructura interna de la escala ATPS mediante un análisis factorial confirmatorio con matrices policóricas y el estimador WLSMV, observando que los índices de ajuste mejoraron sustancialmente después de reespecificar el modelo, al descartar los ítems 5, 7, 11, 12 y 14, que, de acuerdo con el análisis de contenido, análisis estadístico e índices de modificación, generaban disturbio en los resultados. Se trató, no obstante, de preservar el sentido de la variable procrastinación sin alterar los tres tópicos propuestos originalmente por Tuckman (1990): 1) Posponer tareas, 2) Evitación de lo desagradable, y 3) Culpar a los demás (Furlan et al., 2010).

De ese modo, el ajuste es  $X^2/gl= 1.681$ ,  $RMSEA= .040$ ,  $SRMR= .030$  (Ruíz et al., 2010)  $CFI= .992$ ,  $TLI= .990$  (Escobedo et al., 2016). Evidentemente es el resultado que mejor se ajusta a la muestra evaluada. Valores semejantes se obtuvieron por parte de Alegre-Bravo y Benavente-Dongo (2020):  $X^2 = 184.127$ ;  $gl= 54$ ,  $CFI= .979$ ,  $RMSEA= .056$ , quienes reespecificaron los

ítems 5, 7, 12 debido a que sus cargas factoriales eran muy bajas. Por lo que se reafirma la unidimensionalidad, pero ahora con 10 ítems.

En este sentido, además de considerar las observaciones de los jueces expertos en los criterios de pertinencia y claridad, así también en el índice de homogeneidad corregida, comunalidades que no contenían valores adecuados y las cargas factoriales bajas como motivos que justifican la reespecificación de la prueba, se sabe que los ítems inversos también pueden afectar los procesos cognitivos al momento de responder el instrumento, como posiblemente sucedió en este estudio (Tomás et al., 2012).

A continuación, en el cuarto objetivo para la validez de criterio en relación con otras variables se relacionó la escala ATPS-10 con la escala TAI-Estado como variable convergente, siendo esta positiva y estadísticamente significativa ( $p=.000$ ,  $r=.618$ ), luego se realizó el mismo procedimiento con la variable EAPESA como variable divergente resultando ser negativo y estadísticamente significativo ( $p=.000$ ,  $r=-.385$ ) (Cohen, 1988) en consecuencia, procrastinar implica tener periodos de ansiedad o en su defecto es adolece de autoeficacia académica como resultante de este estudio con respecto a dichas variables. Estudios tales como la escala de autoestima de Rossemberg el cual fue significativo y negativo ( $r=-.23$ ,  $p < .01$ ), al igual que la escala de autoeficacia académica donde también es significativo ( $r=-.22$ ,  $p < .01$ ) (Bilge et al., 2013) pero también se correlacionó con la escala de rendimiento académico, siendo este ( $r=-.140$ ) (Alegre-Bravo y Benavente-Dongo, 2020). No obstante, se exhorta continuar desarrollando con otros estudios tales como estrés (convergente) y rendimiento académico (divergente) a fin de alcanzar resultados que sean producto de una diversidad de investigaciones.

Por otra parte, para el quinto objetivo se analizó los índices de confiabilidad el ( $\alpha=.85$ ) (Vargas y Hernández, 2010); ( $\omega=.86$ ) (Katz, 2006) de los 10 ítems, evidenciando que están por encima de lo esperado en efecto, la escala es fiable para su utilidad, resultados similares se encontraron en la investigación de Brasil ( $\alpha=.86$ ;  $\omega=.70$ ), así como también el estudio de (Bilge et al., 2013) ( $\alpha=.90$ ;  $\omega=.88$ ), pero el estudio más cercano es de obtienen (Alegre-Bravo y Benavente-Dongo, 2020) ( $\alpha=.845$ ;  $\omega=.848$ ). Indudablemente los estudios confirman la veracidad de este, por ende, se sugiere desarrollar estudios que aperturen la utilidad de la escala como antecedente para posteriores investigaciones.

Después, en el sexto objetivo se evaluaron las evidencias de equidad en dos grupos, inicialmente por sexo donde el CFI  $> .95$  en su totalidad, al igual que en RMSEA  $< .05$  cumpliendo también con ello, a su vez el  $\Delta$  CFI son pequeñas  $< .010$ , así como  $\Delta$  RMSEA porque son  $< .015$  a nivel configural, métrica, fuerte y estricta, por lo mencionado se debe entender que es invariante y equitativo para hombres y mujeres, así como el grado que cursa, respaldado por (Cheung y Rensvold, 2002; Chen, 2007) al mencionar que si los niveles delta son pequeños, no altera su medición.

Por último, el séptimo objetivo se realizaron los datos normativos mediante la prueba de normalidad donde resultó  $.002$  sin cumplir el supuesto de normalidad  $< .001$  (Ghasemi y Zahediasl, 2012) por tanto se optó por usar percentiles, en el que la puntuación directa mínima es 10 y la máxima 50 (Muñiz, 2003), también se hizo la medición de confiabilidad por el coeficiente K-2 de acuerdo con el percentil que obtiene (Fernández et al., 2014) que pueden ser desde 10, 25, 50, 75 y 90.

Si bien se ha podido contrastar con las investigaciones anteriores y fundamentadas de manera fehaciente la validez, confiabilidad y equidad de la escala ATPS, sin embargo, es preciso mencionar los inconvenientes que se tuvieron, el muestreo es no probabilístico (Bologna, 2013; Supo, 2014) el cual condiciona la participación solo de algunas personas reduciendo la muestra, por lo que es recomendable considerar muestras más grandes para mejores resultados no solo en Lima Metropolitana, sino en las provincias del país, otra de ellas es que debido a la coyuntura, la

modalidad virtual en la recolección de datos podrían originar sesgo ya que la procrastinación no es considerada como un buen actuar, por lo que en sus respuestas siempre querrán reflejar lo contrario, además el contar con pocos antecedentes específicamente del instrumento imposibilita ampliar con mayor detalle el comportamiento de la variable.

En conclusión, la investigación tiene evidencias psicométricas suficientes que corroboran la procrastinación académica, pero se sugiere seguir con esta investigación ya que la escala ATPS no cuenta con muchos antecedentes, a fin de tener mayor evidencia en muestras distintas para la mejora en los programas de intervención psicoeducativa y también correlacionar con diversas variables tanto convergentes como divergentes.

**Nota:** Este artículo incluye un material complementario: “Escala de procrastinación de Tuckman (ATPS-10)”, el cual se encuentra disponible como archivo independiente en el siguiente enlace: <https://doi.org/10.20511/pyr2022.v10n1.1381>

## Referencias

- Aiken, L. (1980). *Content Validity and Reliability of Single Items or Questionnaire*. Educational and Psychological Measurement.
- Aitken, M. (1982). *A personality profile of the college student procrastinator* (Tesis doctoral inédita). University of Pittsburgh.
- Alarcón, R. (2008). *Métodos y diseños de investigación del comportamiento* (2ª ed.). Editorial Universitaria URP.
- Alegre-Bravo, A. y Benavente-Dongo, D. (2020). Análisis psicométrico de la escala adaptada de procrastinación de Tuckman (ATPS). *Propósitos y Representaciones*, 8(2), e562. <https://doi.org/10.20511/pyr2020.v8n2.562>
- Álvarez, O. (2010). Procrastinación general y académica en una muestra estudiantes de secundaria de Lima Metropolitana. *Persona*, (13), 159-177 <https://doi.org/10.26439/persona2010.n013.270>
- Angarita, L (2012). Aproximación a un concepto actualizado de la procrastinación. *Revista Iberoamericana de Psicología*, 5(2), 85–94. <https://doi.org/10.33881/2027-1786.rip.5209>
- Arafat, S., Chowdhury, H., Shalauddin, M. y Hafez, M. (2016). Adaptación intercultural y validación psicométrica de instrumentos de investigación: una revisión metodológica. *Revista de salud conductual*, 5(3), 129-136
- Ato, M., López, J. y Benavente, A. (2013). Un sistema de clasificación de los diseños de investigación en psicología. *Anales de Psicología*, 29(3), 1038-1059. <https://doi.org/10.6018/analesps.29.3.178511>
- Bauermeister, J., Collazos, J. y Spielberger, C. (1983). The construction and validation of the Spanish form of the Test Anxiety Inventory Inventario de Autoevaluación sobre Exámenes (IDASE). En Spielberger, C. D. y Diaz-Guerrero, R. (Eds). *Cross-cultural anxiety* (vol. 2, pp. 67-85). McGraw-Hill.
- Bologna, E. (2013). *Estadística para Psicología y Educación*. [https://www.academia.edu/27629330/Estadistica\\_Para\\_Psicologia\\_y\\_Educacion\\_led\\_Bologna](https://www.academia.edu/27629330/Estadistica_Para_Psicologia_y_Educacion_led_Bologna)
- Brown, T. (2015). *Confirmatory Factor Analysis for Applied Research* (2.ª ed.). The Guilford Press.
- Busko, A. (1998). *Causes and consequences of perfectionism and procrastination: A structural equation model* (Tesis de Maestría inédita). The University of Guelph.
- Carranza, R. y Ramírez, A. (2013). Procrastinación y características demográficas asociados en estudiantes universitarios. *Apuntes Universitarios. Revista de Investigación*, 3(2), 95-108. <https://doi.org/10.17162/au.v3i2.284>

- Chen, F. (2007). Sensitivity of goodness of fit indexes to lack of measurement invariance. *Structural Equation Modeling: a Multidisciplinary Journal*, 14(3), 464-504. <https://doi.org/10.1080/10705510701301834>
- Cheung, G., y Rensvold, R. (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](https://doi.org/10.1207/s15328007sem0902_5)
- Clariana, M. y Martín, M. (2008). Escala de Demora Académica. *Revista de Psicología General y Aplicada*, 61 (1), 37-51.
- Cohen, J. (1988). *Statistical Power Analysis for the Behavioral Sciences* (2a. ed.). Lawrence Erlbaum Associated
- Detrinidad, E. (2016). *Análisis factorial exploratorio y confirmatorio aplicado al modelo de secularización propuesto por Inglehart-Norris*. Universidad de Granada. [http://masteres.ugr.es/moea/pages/curso201516/tfm1516/detrinidad\\_barquero\\_tfm/!](http://masteres.ugr.es/moea/pages/curso201516/tfm1516/detrinidad_barquero_tfm/)
- Domínguez, S., Villegas, G. y Centeno, S. (2014). Procrastinación académica: validación de una escala en una muestra de estudiantes de una Universidad Privada. *Liberabit. Revista Peruana de Psicología*, 20(2), 293-304. [http://ojs3.revistaliberabit.com/publicaciones/revistas/RLE\\_20\\_2\\_procrastinacion-academica-validacion-de-una-escala-en-una-muestra-de-estudiantes-de-una-universidad-privada.pdf](http://ojs3.revistaliberabit.com/publicaciones/revistas/RLE_20_2_procrastinacion-academica-validacion-de-una-escala-en-una-muestra-de-estudiantes-de-una-universidad-privada.pdf)
- Domínguez-Lara, S. (2016). Inventario de la ansiedad ante exámenes – Estado: Análisis preliminar de validez y confiabilidad en estudiantes de Psicología. *Liberabit. Revista Peruana de Psicología*, 22(2), 219-228. <https://doi.org/10.24265/liberabit.2016.v22n2.09>
- Escobedo, M., Hernández, J., Estebané, V. y Martínez, G. (2016). Modelos de Ecuaciones Estructurales: Características, Fases, Construcción, Aplicación y Resultados. *Revista Ciencia y Trabajo*, 18(55), 16-22. <https://scielo.conicyt.cl/pdf/cyt/v18n55/art04.pdf>
- Fernández-Arata, M., y Merino-Soto, C. (2014). Error de medición alrededor de los puntos de corte en el MBI-GS. *Liberabit*, 20(2), 209-218. [http://ojs3.revistaliberabit.com/publicaciones/revistas/RLE\\_20\\_2\\_error-de-medicion-alrededor-de-los-puntos-de-corte-en-el-mbi-gs.pdf](http://ojs3.revistaliberabit.com/publicaciones/revistas/RLE_20_2_error-de-medicion-alrededor-de-los-puntos-de-corte-en-el-mbi-gs.pdf)
- Ferrari, D., OCallaghan, J., y Newbegin, A. (2005). Prevalence of procrastination in the United States, United Kingdom and Australia: Arousal and avoidance delays among adults. *North American Journal of Psychology*, 7, 1-6.
- Ferrari, J., y Emmons, W. (1995). *La dilación y la tarea avanza*. Plenum Press.
- Ferrari, R., Johnson, L., y McCown, G. (1995). *Procrastination and Task Avoidance*. Springer US
- Field, A. (2013). *Discovering statistics using IBM SPSS statistics*. SAGE Publications.
- Furlan, A., Heredia, E., Piemontesi, E. y Tuckman, B. (2012). Análisis factorial confirmatorio de la adaptación argentina de la escala de procrastinación de Tuckman (ATPS). *Perspectivas en Psicología: Revista de Psicología y Ciencias Afines*, 9(3), 142-149. <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=483549016020>
- Furlan, L., Heredia, D., Piemontesi, S., Illbele, A. y Sánchez, J. (2010). *Adaptación de la escala de procrastinación de Tuckman para estudiantes universitarios. II Congreso internacional de investigación sexto encuentro de investigadores en Psicología del Mercosur. Facultad de Psicología – Universidad de Buenos Aires*. <https://www.aacademica.org/000-031/929.pdf>
- Ghasemi, A., y Zahediasl, S. (2012). Normality tests for statistical analysis: A guide for non-statisticians. *International Journal of Endocrinology and Metabolism*, 10(2), 486-489. <https://doi.org/10.5812/ijem.3505>
- Kachgal, M., Hansen, L., y Nutter, J. (2001). Academic procrastination/intervention: Strategies and recommendations. *Journal of Developmental Education*, 25(1), 14-24.
- Katz, M. (2006). *Multivariable analysis* (2a ed.). Cambridge University Press.
- Marquina, R., Gomez, L., Salas, C., Santibañez, S. y Rumiche, R. (2016). *Procrastinación en alumnos universitarios de Lima Metropolitana*. Universidad San Martín de Porres. <https://www.aulavirtualusmp.pe/ojs/index.php/rpoe/article/view/747/585>

- Messick, S. (1995). Standards of validity and the validity of standards in performance assessment. *Educational Measurement: Issues and Practice*, 14(4), 5-8. <https://doi.org/10.1111/j.1745-3992.1995.tb00881.x>
- Montero, I. y León, O. (2002). Clasificación y descripción de las metodologías de investigaciones en Psicología. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 2(3), 503-508. <https://www.redalyc.org/pdf/337/33720308.pdf>
- Muñiz, J. (2003). *Teoría clásica de los test*. Editorial Pirámide.
- Nunnally, J. y Bernstein, I. (1995). *Teoría psicométrica*. (3.ª ed.). McGraw Hill.
- Organización de las Naciones Unidas para la Educación, la Ciencia y la Cultura. (2012). La UNESCO y la educación. UNESCO.
- Palenzuela, D. (1983). Construcción y validación de una escala de autoeficacia percibida específica de situaciones académicas. *Análisis y Modificación de Conducta*, 9(21), 185-219. <https://www.researchgate.net/publication/232599327>
- Quant, D. y Sánchez, A. (2012). Procrastinación, procrastinación académica: concepto e implicaciones. *Revista Vanguardia Psicológica Clínica Teórica y Práctica* 3(1), 45-59.
- Real Academia Española. (2002). *Diccionario de la lengua española*. <http://www.rae.es/rae.html>
- Ruíz, M., Pardo, A. y San Martín, R. (2010). Modelos de ecuaciones estructurales. *Papeles del Psicólogo*, 31(1), 34-45. <http://www.papelesdelpsicologo.es/pdf/1794.pdf>
- Schouwenburg, H. (2004). Trait procrastination in academic settings: An overview of students who engage in task delays. En H.C. Schouwenburg, C. Lay, T. Pylchyl, y J. Ferrari, (Eds.), *Counselling the procrastinator in academic settings* (pp. 3-18). Washington DC: American Psychological Association
- Skinner, B. (1977). *Ciencia y Conducta Humana*. Fontanella.
- Solomon, L. y Rothblum, E. (1984). Academic procrastination: Frequency and cognitive-behavioral correlates. *Journal of Counseling Psychology*. <https://psycnet.apa.org/doiLanding?doi=10.1037%2F0022-0167.31.4.503>
- Steel, P. (2007). The nature of procrastination: a meta-analytic and theoretical *Review of Quintessential Self-Regulatory Failure*. *Psychological Bulletin*.
- Supo, J. (2014). *Como probar una hipótesis. El ritual de la significancia estadística*. <https://medicinaintemaaldia.files.wordpress.com/2014/04/libro-cc3b3mo-probar-una-hipc3b2tesis-dr-josc3a9-suppo.pdf>
- Tomás, J., Requena, P., Germes, A., Llinares, L., y Meléndez Moral, J. (2012). Efectos de método asociados a ítems invertidos vs. ítems en negativo. *Revista Mexicana de Psicología*, 29(2), 105-115.
- Tuckman, B. (1990). Group versus goal-setting effects on the self-regulated performance of students differing in self-efficacy. *Journal of Experimental Education*, 58, 291-298.
- Vargas, C., y Hernández, L. (2010). Validez y confiabilidad del cuestionario "Prácticas de cuidado que realizan consigo mismas las mujeres en el posparto". *Revista UNAL*. <https://revistas.unal.edu.co/index.php/avenferm/article/view/15659/18162>
- Wolters (2003). Entendimiento de la Procrastinación del Self-regulación de perspectiva. *Revista de educación Psicológica*, 95(1), 179-187.