

## **ESTRUCTURA FACTORIAL Y FIABILIDAD DE LA "ESCALA DE PROCRASTINACIÓN IRRACIONAL" (IPS) EN MÉXICO**

Ferran Padrós Blázquez y María Elena Guzmán  
*Universidad Michoacana de San Nicolás de Hidalgo (México)*

### **Resumen**

La procrastinación ha sido concebida como un retraso irracional del comportamiento asociado a múltiples consecuencias negativas, en las que destaca la incidencia en la salud mental. Debido a la importancia de detectar la procrastinación irracional, este estudio se propuso adaptar y estudiar algunas propiedades psicométricas de la "Escala de procrastinación irracional" (IPS por sus siglas en inglés) en población mexicana. La IPS de 9 ítems se aplicó a 960 estudiantes universitarios de entre 18 y 56 años ( $M= 21,31$ ;  $DT= 3,77$ ), la mayoría mujeres ( $n= 566$ ; 59,0%). La versión final de siete ítems obtuvo un alfa de Cronbach de 0,803 y se observó a través de un análisis factorial exploratorio con la mitad de la muestra que la escala es unifactorial, explicando el 46,07% de la varianza. Lo cual se corroboró con la otra mitad y mediante un análisis factorial confirmatorio. Se concluye que la IPS es un instrumento breve y fiable para detectar la procrastinación irracional, la cual puede ser una herramienta de cribado de gran utilidad en población mexicana.

PALABRAS CLAVE: *procrastinación, psicometría, estudiantes, escala, fiabilidad.*

### **Abstract**

Procrastination has been defined as an irrational delay in behavior associated with multiple negative consequences, among which the incidence in mental health is prominent. Given the importance of detecting irrational procrastination, this research proposed to adapt and study some psychometric properties of the IPS (Irrational Procrastination Scale) in the Mexican population. The 9-item IPS scale was applied to 960 university students between 18 and 56 years old ( $M= 21.31$ ,  $SD= 3.77$ ), with a majority of women ( $n= 566$ , 59.0%). The final version of seven items obtained a Cronbach's alpha of 0.803. Through an exploratory factor analysis with half of the sample, it was observed that the scale is unifactorial, explaining 46.07% of the variance. This was corroborated with the other half and by confirmatory factor analysis. It is concluded that IPS is a short and reliable instrument to detect irrational procrastination which can be an effective screening tool for the Mexican population.

KEY WORDS: *procrastination, psychometry, students, scale, reliability.*

## Introducción

La procrastinación es un fenómeno que en ocasiones es considerado como neutro o incluso positivo (Chauhan *et al.*, 2020; Chun Chu y Choi, 2005; Ferrari, 1993). Sin embargo, habitualmente, la procrastinación es concebida como un retraso irracional del comportamiento (Akerlof, 1991; Burka y Yuen, 2008; Ferrari, 1991; Steel, 2007). En la propuesta de Steel (2007) aparecen tres elementos fundamentales: postergación, disforia e irracionalidad, ya que es concebida como la postergación voluntaria de acciones previstas a pesar de las consecuencias negativas de la demora.

El acto de procrastinar es extremadamente frecuente. Se ha estimado que entre el 70-80% y el 95% de los estudiantes universitarios han procrastinado en sus tareas (Ferrari, 2001). Sin embargo, se vuelve un problema cuando se convierte en un hábito y tiene consecuencias negativas, como por ejemplo en el ámbito económico (p. ej., Akerlof 1991; Konopielko *et al.*, 2019), en el ámbito académico (p. ej., Kim y Nembhard, 2019; Kim y Seo, 2015) en el ámbito de la salud (p. ej., Sirois, 2019) y específicamente en la salud mental, por ejemplo se relaciona con altos niveles de estrés (p. ej., Laybourn *et al.*, 2019), con depresión y ansiedad (p. ej., Rozental *et al.*, 2015).

Se ha estimado que entre el 14 y 20% de la población adulta general son procrastinadores habituales (Ferrari *et al.*, 2007, 2009; Harriott y Ferrari, 1996). Nótese que la mayoría de los procrastinadores conciben la procrastinación como negativa y dañina, y están motivados para reducirla (Steel, 2007). Por ello, es importante disponer de instrumentos para evaluar la presencia de procrastinación.

Existen múltiples instrumentos para evaluar la presencia y gravedad de la procrastinación de forma autoinformada. Algunos instrumentos evalúan aspectos de la procrastinación, como por ejemplo, las relativas a la decisión, como es el caso del "Cuestionario de procrastinación de decisiones" (*Decisional Procrastination Questionnaire*, DPQ; Kline, 1994), otros miden la procrastinación en un ámbito, como el académico (p. ej., Solomon y Rothblum, 1984; Yockey, 2016). Sin embargo, en este estudio interesa evaluar la procrastinación como fenómeno frecuente, que se manifiesta en diferentes áreas, es decir, evaluar la procrastinación general. Se han desarrollado diferentes escalas para evaluar la procrastinación general. Entre las más conocidas está la "Escala general de procrastinación" (*General Procrastination Scale*, GPS; Lay, 1986) constituida por 20 ítems de respuesta dicotómica (verdadero/falso) que evalúan la procrastinación en general, dicho instrumento ha mostrado debilidades en algunos ítems, ya que en el estudio de Díaz-Morales *et al.* (2006) se eliminaron 4 ítems. En dicho estudio se halló un solo factor que explicaba el 30,35% de la varianza y un alfa de Cronbach de 0,84. Otro instrumento es el "Inventario de procrastinación para adultos" (*Adult Inventory of Procrastination Scale*, AIP; McCown y Johnson, 1989) que consta de 15 ítems con cinco opciones de respuesta, ha mostrado una estructura interna unifactorial (Mariani y Ferrari, 2012; McCown y Johnson, 1989) y de dos factores (Ferrari *et al.*, 2007, 2009; Nomura y Ferrari, 2018), pero en estas últimas no coincide la distribución de los ítems, además de observarse una correlación muy baja entre los factores ( $r = -0,28$ ) en el estudio de Díaz-Morales *et al.* (2007). Los

valores de consistencia interna (alfa de Cronbach) están entre 0,79 (Mariani y Ferrari, 2012) y 0,86 (Díaz-Morales *et al.*, 2007; McCown y Johnson, 1989). Otro autoinforme es la "Escala de procrastinación de Tuckman" (*Tuckman Procrastination Scale*, TPS; Tuckman (1991) que contiene 35 ítems con cuatro opciones de respuesta y cuenta con una versión abreviada de 16 ítems. Esta escala evalúa las tendencias de procrastinación, tiene una estructura unifactorial y una fiabilidad de 0,86. Finalmente, está la "Escala de procrastinación pura" (*Pure Procrastination Scale*, PPS; Steel, 2010), formada a partir de 12 de los mejores ítems de la escala GPS de Lay (1986) que saturaron en el factor principal (Svartdal, 2017). La PPS en la versión francesa (Rebetez *et al.*, 2014) mostró una estructura bifactorial en el análisis factorial exploratorio. Sin embargo, en el análisis factorial confirmatorio no se corroboró. Los valores del alfa de Cronbach de los dos factores fueron de 0,89 y 0,79 y de 0,89 la escala total, coincidiendo con lo informado en el estudio de Svartdal (2017).

La "Escala de procrastinación irracional" (*Irrational Procrastination Scale*, IPS; Steel, 2010) objeto de estudio del trabajo, es un instrumento en el que la procrastinación puede explicarse a través de una sola variable latente. La IPS cuenta con solo 9 ítems con cinco opciones de respuesta y ha mostrado en los diferentes estudios una estructura interna unifactorial (Guilera *et al.*, 2018; Steel, 2010; Svartdal *et al.*, 2016). Aunque los estudios de Prayitno *et al.* (2013) y Rozental *et al.* (2014) encontraron una estructura bidimensional, se argumentó que el segundo factor puede ser considerado un artefacto del instrumento (debido a la presencia de elementos inversos) y en ambos trabajos se concluyó que la estructura unidimensional es más plausible. Por otro lado, la IPS cuenta con notable evidencia concurrente (p. ej., con la AIP,  $r= 0,59$ ; GPS= 0,56; Steel, 2010) destacando una elevada correlación con la PPS ( $r= 0,87$ ; Steel, 2010).

Respecto a la consistencia interna, el alfa de Cronbach en la versión de Steel (2010) fue elevada ( $\alpha= 0,91$ ) así como en los otros estudios; oscilando en los diferentes países entre 0,85 y 0,93 (Svartdal *et al.*, 2016), asimismo resultó de 0,83 en los estudios Rozental *et al.* (2014) y Guilera *et al.* (2018). Aunque sólo resultaron aceptables en las versiones de Indonesia (Prayitno *et al.*, 2013) y Suecia (Rozental *et al.*, 2014) (0,79 y 0,76, respectivamente).

Finalmente, se han informado niveles de procrastinación más elevados en varones que en mujeres en España (Guilera *et al.*, 2018), Alemania, Italia, Noruega y Suecia (Svartdal *et al.*, 2016), pero no en Finlandia ni en Polonia (Svartdal *et al.*, 2016). En muestras grandes, la diferencia es mínima (Steel y Ferrari, 2013) o ausente (Beutel *et al.*, 2016), aunque en este último, se observó diferencias en el sexo en la cohorte de los participantes más jóvenes.

Los jóvenes tienden a procrastinar más que las personas mayores (Guilera *et al.*, 2018), aunque después de los 30 años ya no hay diferencias (Beutel *et al.*, 2016; Steel y Ferrari, 2013). Aunque en general las correlaciones halladas son bajas o muy bajas y negativas (Beutel *et al.*, 2016; Svartdal *et al.*, 2016).

Tomando en cuenta que la IPS es la más breve, muestra un elevado consenso sobre la estructura factorial y adecuadas propiedades psicométricas. El estudio tiene como objetivo principal adaptar y estudiar algunas propiedades psicométricas de la versión mexicana del IPS. Los objetivos específicos fueron los siguientes: 1)

explorar la bondad de los ítems del IPS, 2) estudiar la estructura dimensional de la escala, 3) determinar la consistencia interna y 4) proporcionar los descriptivos en una muestra mexicana y examinar la asociación de la procrastinación con el sexo y la edad.

## Método

### *Participantes*

La muestra estuvo compuesta de 960 estudiantes universitarios de la Universidad Michoacana de San Nicolás de Hidalgo, de las carreras de Economía, Odontología, Psicología, Nutrición, Medicina, Ingeniería mecánica, Ingeniería Agroindustrial, Físico-matemáticas, Electricidad, Biología, Contaduría y Administración. El muestreo fue incidental por conveniencia. Los participantes eran jóvenes de entre 18 y 56 años ( $M= 21,31$ ;  $DT= 3,77$ ) y la mayoría mujeres ( $n= 566$ ; 59,0%).

### *Instrumento*

La "Escala de procrastinación irracional" (*Irrational Procrastination Scale*, IPS; Steel, 2010) evalúa la presencia de procrastinación irracional a través de 9 ítems con cinco opciones de respuesta (que aluden a la frecuencia de 1= "muy rara vez o no es cierto para mí" a 5= "muy a menudo cierto o cierto para mí". En población española, la IPS ha mostrado adecuadas propiedades psicométricas, una estructura unifactorial consistente observado a partir de un análisis factorial exploratorio realizado con dos submuestras, con pruebas de validez concurrente ( $r= 0,69$  con una escala de procrastinación decisional y de  $r= -0,72$  con la escala de conciencia de los cinco grandes), elevada consistencia interna (alfa de Cronbach= 0,90), así como fiabilidad test-retest en un periodo entre dos semanas y dos meses ( $r= 0,84$ ) (Guilera *et al.*, 2018). La versión final de la IPS aparece en el anexo.

### *Procedimiento*

Se solicitó permiso para utilizar la versión traducida al español por Guilera *et al.* (2018), posteriormente fue revisada por dos psicólogas mexicanas de nacimiento y se modificaron los ítems 2, 5, 6 y 7 para su mejor comprensión en población mexicana. El protocolo de investigación fue revisado y aprobado por el comité de ética de la Facultad de Psicología de la Universidad Michoacana de San Nicolás de Hidalgo.

La administración la realizaron tres alumnos de Psicología que acudieron a algunas aulas de diferentes facultades solicitando permiso para aplicar la IPS. Se invitó a los participantes a responder en formato de papel la escala, e indicar la edad y sexo, señalando que la participación era voluntaria y anónima (duración aproximada 4 minutos). Todos los participantes firmaron un formato de consentimiento informado en el cual se les explicaba grosso modo sobre la

investigación. Se eliminaron 11 participantes que no contestaron la totalidad de la IPS.

### *Análisis de datos*

Primero se formaron dos grupos (alto y bajo, en función del percentil 25 y 75 en la puntuación total) y se estudió la capacidad discriminativa de los ítems a través de la *t* de Student Fisher, y se estimó el tamaño del efecto a partir de la *d* de Cohen donde valores de 0,2, 0,5 y de 0,8 o por encima se interpretan como tamaños del efecto pequeño, moderado y grande, respectivamente (Caycho-Rodríguez, 2018).

Posteriormente, se dividió la muestra de forma aleatoria en dos partes, con la primera mitad ( $n= 480$ ) se realizó un análisis factorial exploratorio (AFE) con máxima verosimilitud debido a que los datos presentan una distribución normal (Costello y Osborne, 2005). Asimismo, se realizó una rotación oblínica debido a que Tabachnick y Fidell (2007) recomiendan el uso de una rotación oblicua. Además, se estudiaron la prueba de esfericidad de Bartlett y el factor de adecuación de la muestra de Kaiser-Meyer-Olkin. Los criterios que se utilizaron para decidir el número de factores fueron los siguientes: (1) valores propios superiores a la unidad, (2) los posibles factores debían tener como mínimo 3 ítems que saturaran en el factor y no en otros y (3) los factores emergentes tuvieran coherencia conceptual (Tabachnick y Fidell, 2007).

Tomando en cuenta los resultados obtenidos en el primer análisis se aplicó un análisis factorial confirmatorio (AFC) con la segunda mitad ( $n= 480$ ), a través de los mínimos cuadrados ponderados robustos por ser una aproximación apropiada para el AFC con datos categóricos (Muthén y Muthén, 2006). Siguiendo a Hooper *et al.* (2008) se utilizaron los siguientes índices de ajuste: la estimación de chi-cuadrado de Satorra-Bentler ( $\chi^2$ ) y grados de libertad, donde un ajuste adecuado muestra un  $\chi^2$  no significativo y  $\chi^2/df < 3$  excelente y  $< 5$  aceptable (Bollen, 1989), además del índice de ajuste normado (NFI), no normado (NNFI), bondad de ajuste (GFI), bondad de ajuste ajustado (AGFI) y comparativo (CFI), cuyos valores se consideran excelentes cuando son mayores a 0,95 y adecuados por encima de 0,90 (Hu y Bentler, 1999). También se utilizó el error cuadrático medio de aproximación (RMSEA) y índice de error de cuadrático medio (RMR) donde valores menores de 0,08, indican un ajuste razonable (Kline, 1998).

Para el análisis de fiabilidad, se utilizó el alfa de Cronbach en los cuales se esperan valores por encima de 0,8. Además se hizo uso de los índices de correlación de Pearson y *t* de Student Fisher y los descriptivos media aritmética, desviación estándar, asimetría y curtosis. Los análisis de datos se llevaron a cabo con el *Statistical Package for the Social Sciences* (SPSS) versión 20.0 y el paquete AMOS V.22 para Windows.

## **Resultados**

Debido a que en estudios previos se observó que los ítems 2 y 9 no se mostraron adecuados, ya que no discriminaban entre aquellos evaluados que

presentaban un elevado nivel de procrastinación de los que mostraban bajo nivel, primero se estudió el poder discriminativo de los ítems. Se observó que en todos los casos la prueba *t* de Student Fisher resultó significativa, sin embargo, los ítems 2 y 9 muestran un tamaño del efecto pequeños, además de mostrar correlaciones con el total de la escala corregido (sin el propio ítem) bajos, por ello, se decidió eliminar dichos ítems. El resto de ítems mostraron adecuados índices (tabla 1).

**Tabla 1**

Índice de discriminación, significación, *d* de Cohen y correlación ítem-total (corregida) de los ítems de la "Escala de procrastinación irracional"

Ítems	<i>t</i>	<i>P</i>	<i>d</i> (Cohen)	<i>r</i> <sub>i-t</sub> corregida
1	-22,720	< 0,001	-1,95	0,483
2*	2,743	0,006	-0,24	0,079
3	-21,343	< 0,001	-1,83	0,325
4	-32,033	< 0,001	-2,74	0,608
5	-28,873	< 0,001	-2,52	0,546
6	-15,261	< 0,001	-1,31	0,449
7	-24,509	< 0,001	-2,11	0,552
8	-27,290	< 0,001	-2,33	0,619
9*	-2,076	0,038	-0,18	0,129

Nota: *r*<sub>i-t</sub>= correlación ítem- total. \*Ítems que no discriminan suficientemente bien.

### Estructura interna

En la primera mitad, la prueba de esfericidad de Bartlett y el índice de Kaiser-Meyer-Olkin,  $\chi^2_{(21)}= 927.234$ ,  $p < 0,001$  y KMO= 0,831, indicaron que el análisis factorial era factible. Después del Análisis Factorial realizado con máxima verosimilitud se observó que dos componentes obtenían valores propios superiores a la unidad. Sin embargo, en la solución bifactorial, un factor mostraba tener solo dos ítems, y uno de los cuales saturaba 0,448 en el otro factor. Además, dos ítems no saturaban por encima de 0,40 en ningún factor, finalmente los factores no eran interpretables. Por ello, la solución unifactorial resultó la más pertinente, el único factor explica un 46,07% del total de la varianza (tabla 2), y la saturación de los ítems osciló de 0,430 (ítem 2) a 0,749 (ítem 7).

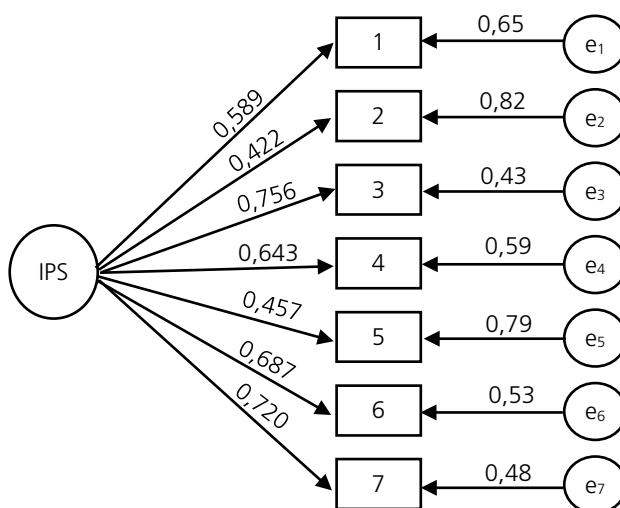
**Tabla 2**

Valores propios, varianza explicada y acumulada de la "Escala de procrastinación irracional"

Ítem	Valor propio	% Varianza explicada	% Varianza acumulada
1	3,225	46,073	46,073
2	1,001	14,306	60,379
3	0,786	11,229	71,609
4	0,611	8,725	80,333
5	0,577	8,246	88,579
6	0,424	6,069	94,638
7	0,375	5,362	100,000

Posteriormente con la segunda mitad de la muestra se estudió de nuevo la estructura interna mediante un AFC. El valor  $\chi^2$  fue de 50,37;  $g/14$  de Satorra-Bentler fue significativo ( $p < 0,001$ ) lo cual indica mal ajuste. Sin embargo, el índice  $\chi^2/g$  resultó de 3,60  $> 3,0$  pero  $< 5$ , lo cual indica un ajuste aceptable. Además, los otros índices resultaron adecuados NNFI= 0,941; NFI= 0,934; GFI= 0,984; AGFI= 0,962; CFI= 0,956; (todos  $> 0,90$ ) y el valor de RMSEA= 0,074; RMR= 0,045 los cuales también resultaron adecuados ( $< 0,08$ ). Véase el modelo en la figura 1.

**Figura 1**  
Modelo unifactorial de la "Escala de procrastinación irracional"



### Consistencia interna

Se calculó el alfa de Cronbach de la IPS con el total de la muestra y con cada una de las mitades de la muestra y los resultados fueron ( $\alpha = 0,803$ ;  $\alpha = 0,796$ ;  $\alpha = 0,811$ ), los cuales son aceptables.

### Descripción de los ítems

En todos los ítems se observaron valores de la media muy cerca del 3 y las desviaciones estándar alrededor del 1,2. Los valores de asimetría y curtosis oscilaron entre 0,264 y -0,483 en asimetría y entre -0,558 y -1,121 por lo que se infiere que la distribución de las puntuaciones de cada uno de los ítems se ajustan a una distribución normal y las diferentes opciones de los ítems son escogidas por los evaluados (tabla 3).

Las correlaciones de cada ítem con la puntuación de la escala total corregida (es decir sin tener en cuenta dicho ítem) fueron superiores a 0,35, aunque el valor del ítem 2 resultó algo bajo 0,382. Por otro lado, al eliminar el ítem 2, el alfa del total de la escala aumentaba sensiblemente de 0,811 a 0,817, el resto de ítems al ser eliminados no incrementaban el valor del alfa de Cronbach de la escala total (tabla 3).

**Tabla 3**

Media, desviación típica, asimetría, curtosis, correlación ítem-total corregida y consistencia interna de la escala si el ítem es eliminado de la "Escala de procrastinación irracional"

Ítem	<i>M</i>	<i>DT</i>	Asimetría	Curtosis	$r_{i-t}$ corregida	Alfa sin el ítem
1	2,65	1,20	0,264	-0,667	0,584	0,779
2	3,08	1,36	-0,116	-1,121	0,382	0,817
3	3,28	1,22	-0,200	-0,874	0,686	0,761
4	3,53	1,24	-0,483	-0,712	0,597	0,777
5	3,01	1,11	0,041	-0,558	0,414	0,807
6	2,91	1,20	0,071	-0,814	0,575	0,781
7	3,04	1,19	0,036	-0,768	0,611	0,775

*Datos en población adulta de Michoacán (México)*

Respecto a la puntuación total de la IPS, la media resultó de 21,50 ( $DT=5,77$ ), el rango ocupó casi todas las puntuaciones posibles de 7 a 35, el índice de asimetría fue de 0,041 y de curtosis -0,426. Se observó ausencia de correlación entre la edad y la puntuación del IPS ( $r=0,055$ ;  $p=0,090$ ). Tampoco se observaron diferencias significativas ( $t_{(902,590)}=1,412$ ;  $p=0,158$ ) entre la puntuación media de las mujeres ( $M=21,72$ ;  $DT=6,03$ ) y la de los varones ( $M=21,20$ ;  $DT=5,37$ ).

## Discusión

El objetivo principal del este trabajo fue estudiar la bondad de los ítems, la estructura interna y la consistencia interna de la "Escala de procrastinación irracional" (IPS).

Se observó que los ítems 2 y 9 no discriminaban de forma adecuada en población mexicana, además tomando en cuenta que la IPS con los siete ítems restantes muestra una estructura interna unifactorial y una consistencia interna adecuada, se pensó que era mejor eliminarlos.

La estructura interna de un solo factor hallada en el estudio coincide con los estudios previos (Guilera *et al.*, 2018; Steel, 2010; Svartdal *et al.*, 2016), así como los de Prayitno *et al.* (2013) y Rozental *et al.* (2014) que a pesar de hallar dos factores concluyeron que la estructura de la IPS es unidimensional.

La consistencia interna muestra valores de alfa de Cronbach alrededor de 0,8, lo cual es aceptable, sobre todo teniendo en cuenta que solo se compone de 7 ítems. Es inferior a la informada en la versión de Steel (2010) y de Svartdal *et al.* (2016) y ligeramente inferior a los obtenidos en los estudios Rozental *et al.* (2014)



y Guilera *et al.* (2018). Sin embargo, algo superior a los mostrados en las versiones de Indonesia (Prayitno *et al.*, 2013) y Suecia (Rozental *et al.*, 2014).

Por otro lado, no se han observado diferencias en la puntuación total del IPS en función del sexo, no coincidiendo con lo hallado en España (Guilera *et al.*, 2018) ni con muestras de Alemania, Italia, Noruega y Suecia (Svartdal *et al.*, 2016) pero, sí en las muestras de Finlandia y Polonia (Svartdal *et al.*, 2016). Recuérdese que en grandes muestras las diferencias tienden a ser mínimas (Steel y Ferrari, 2013) o ausentes (Beutel *et al.*, 2016).

En el estudio no se observó relación entre la edad y la IPS, en estudios previos se ha observado que los jóvenes tienden a procrastinar más que las personas mayores (Beutel *et al.*, 2016; Guilera *et al.*, 2018; Steel y Ferrari, 2013; Svartdal *et al.*, 2016). Debe recordarse que la presente investigación se realizó con jóvenes estudiantes universitarios, por lo cual no estuvieron representadas adecuadamente las diferentes edades, lo cual puede considerarse como una limitación en el muestreo.

De hecho, una importante limitación del presente estudio es el muestreo utilizado, el cual fue incidental y por conveniencia, y no se realizó de forma estratificada. Lo cual incide de forma considerable en la generalización de los resultados. Sería deseable en futuros estudios realizar un muestreo aleatorio y estratificado (por características sociodemográficas) para incrementar la representatividad de los resultados.

Asimismo, en futuros estudios con población mexicana, se debería estudiar la validez concurrente y discriminante, así como la fiabilidad test-retest de la escala. También, sería interesante estudiar la sensibilidad al cambio de la IPS en pacientes con altos niveles de procrastinación después de recibir un tratamiento efectivo.

Además, debe señalarse que este trabajo se realizó con población solo de Michoacán, sería conveniente replicar el estudio en otros estados del país.

Puede concluirse que a pesar de que es necesario estudios ulteriores, considerando los estudios previos de la IPS y los resultados de la presente investigación, el instrumento puede considerarse que tiene adecuada validez de constructo, es fiable y de gran utilidad para evaluar la presencia de procrastinación irracional en población de México.

## Referencias

- Akerlof, G. A. (1991). Procrastination and obedience. *American Economic Review*, 81(2), 1-19.
- Beutel, M. E., Klein, E. M., Aufenanger, S., Brähler, E., Dreier, M., Müller, K. W., Quiring, O., Reinecke, L., Schmutzer, G., Stark, B., y Wölfling, K. (2016). Procrastination, distress and life satisfaction across the age range—a German representative community study. *PloS one*, 11(2) e0148054. doi: 10.1371/journal.pone.0148054 PMID: 26871572
- Burka, J. B. y Yuen, L. M. (2008). *Procrastination: why you do it, what to do about it now*. Cambridge: Da Capo Press.
- Caycho-Rodríguez, T. (2018). Tamaño del efecto para diferencia de medias: aportes complementarios. *Enfermería intensiva*, 29(1), 48-49. doi: 10.1016/j.enfi.2017.05.001

- Chauhan, R. S., MacDougall, A. E., Buckley, M. R., Howe, D. C., Crisostomo, M. E. y Zeni, T. (2020). Better late than early? Reviewing procrastination in organizations. *Management Research Review*, 43(10), 1289-1308. doi: 10.1108/mrr-09-2019-0413
- Chun Chu, A. H. y Choi, J. N. (2005). Rethinking procrastination: positive effects of "active" procrastination behavior on attitudes and performance. *The Journal of Social Psychology*, 145(3), 245-264. doi: 10.3200/socp.145.3.245-264
- Costello, A.B. y Osborne, J.W. (2005). Best practices in exploratory factor analysis: four recommendations for getting the most from your analysis. *Practical Assessment, Research & Evaluation*, 10(7), 1-9. doi: 10.7275/jyj1-4868
- Díaz-Morales, J., Ferrari, J. R., Díaz, K. y Argumedo, D. (2006). Factorial structure of three procrastination scales with a Spanish adult population. *European Journal of Psychological Assessment*, 22, 132-137. doi: 10.1027/1015-5759.22.2.132
- Ferrari, J. R. (1991). Compulsive procrastination: Some self-reported characteristics. *Psychological Reports*, 68(2), 455-458. doi: 10.2466/pr0.1991.68.2.455
- Ferrari, J. R. (1993). Christmas and procrastination: Explaining lack of diligence at a "real-world" task deadline. *Personality and Individual Differences*, 14, 25-33. doi: 10.1016/0191-8869(93)90171-x
- Ferrari, J. R. (2001). Procrastination as self-regulation failure of performance: effects of cognitive load, self-awareness, and time limits on 'working best under pressure'. *European journal of Personality*, 15(5), 391-406. doi: 10.1002/per.413
- Ferrari, J. R., Díaz-Morales, J. F., O'Callaghan, J., Díaz, K. y Argumedo, D. (2007). Frequent behavioral delay tendencies by adults: international prevalence rates of chronic procrastination. *Journal of Cross-Cultural Psychology*, 38(4), 458-464. doi: 10.1177/0022022107302314
- Ferrari, J. R., Özer, B. U. y Demir, A. (2009). Chronic procrastination among Turkish adults: exploring decisional, avoidant, and arousal styles. *The Journal of Social Psychology*, 149(3), 402-408. doi: 10.3200/SOCP.149.3.
- Guilera, G., Barrios, M., Penelo, E., Morin, C., Steel, P. y Gómez-Benito, J. (2018). Validation of the Spanish version of the Irrational Procrastination Scale (IPS). *PLoS One*, 13(1), e0190806. doi: 10.1371/journal.pone.0190806
- Harriott, J. y Ferrari, J. R. (1996). Prevalence of procrastination among samples of adults. *Psychological Reports*, 78(2), 611-616. doi: 10.2466/pr0.1996.78.2.611
- Hooper, D., Coughlan, J. y Mullen, M. R. (2008). Structural Equation Modelling: Guidelines for Determining Model Fit. *The Electronic Journal of Business Research Methods*, 6(1), 53-60.
- Hu, L. y Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equations Modeling*, 6, 1-55. doi: 10.1080/10705519909540118
- Kim, J. E. y Nembhard, D. A. (2019). The impact of procrastination on engineering students' academic performance. *International Journal of Engineering Education*, 35(4), 1008-1017.
- Kim, K. R. y Seo, E. H. (2015). The relationship between procrastination and academic performance: a meta-analysis. *Personality and Individual Differences*, 82, 26-33. doi: 10.1016/j.paid.2015.02.038
- Kline, T. J. B. (1994). *Decision Making Questionnaire*. PsycTESTS Dataset. doi: 10.1037/t08867-000
- Kline, R. B. (1998). *Principles and practice of structural equation modeling*. Nueva York, NY: Guilford.
- Konopielko, L., Kochanski, M. y Wozniak, K. (2019). Economics of procrastination: the case of EU grants. *European Research Studies Journal*, 22(4), 544-557. doi: 10.35808/ersj/1528

- 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)
- Laybourn, S., Frenzel, A. C. y Fenzl, T. (2019). Teacher procrastination, emotions and stress—a qualitative study. *Frontiers in Psychology, 10*, 2325. doi: 10.3389/fpsyg.2019.02325
- Mariani, M. G. y Ferrari, J. R. (2012). Adult Inventory of Procrastination Scale (AIP): a comparison of models with an Italian sample. *Testing, Psychometrics, Methodology in Applied Psychology, 19*(1), 3-14. doi: 10.4473/TPM19.1.1
- McCown, W. y Johnson, J. (1989). *Differential arousal gradients in chronic procrastination* [comunicación oral]. American Psychological Association, Alexandria, VA.
- Muthén, L. K. y Muthén, B. O. (2006). *Mplus user's guide* (versión 4). Los Ángeles, CA: Muthén & Muthén.
- Nomura, M. y Ferrari, J. R. (2018). Factor structure of a Japanese Version of the Adult Inventory of Procrastination Scale: delay is not culture specific. *North American Journal of Psychology, 20*(1), 223-238. doi: 10.1037/t72275-000
- Prayitno, G.E., Siaputra, I.B. y Lasmono, H.K. (2013). Validasi Alat Ukur. Irrational Procrastination Scale (IPS) [Validation of the Irrational Procrastination Scale (IPS)]. *Calyptra: Jurnal Ilmiah Mahasiswa Universitas Surabaya, 2*(1),1-7.
- Rebetz, M. M. L., Rochat, L., Gay, P. y Van der Linden, M. (2014). Validation of a French version of the Pure Procrastination Scale (PPS). *Comprehensive Psychiatry, 55*(6), 1442-1447. doi: 10.1016/j.comppsy.2014.04.024
- Rozental, A., Forsell, E., Svensson, A., Forsström, D., Andersson, G. y Carlbring, P. (2014). Psychometric evaluation of the Swedish version of the Pure Procrastination Scale, the irrational procrastination scale, and the susceptibility to temptation scale in a clinical population. *BMC Psychology, 2*(1), 54. doi: 10.1186/s40359-014-0054-z
- Rozental, A., Forsell, E., Svensson, A., Forsström, D., Andersson, G. y Carlbring, P. (2015). Differentiating procrastinators from each other: a cluster analysis. *Cognitive Behaviour Therapy 44*(6), 480-490. doi: 10.1080/16506073.2015.1059353
- Steel, P. (2007). The nature of procrastination: a meta-analytic and theoretical review of quintessential self-regulatory failure. *Psychological Bulletin, 133*(1), 65-94. doi: 10.1037/0033-2909.133.1.65 PMID: 17201571
- Steel, P. (2010). Arousal, avoidant and decisional procrastinators: do they exist? *Personality and Individual Differences, 48*(8), 926-934. doi: 10.1016/j.paid.2010.02.025
- Steel, P. y Ferrari, J. (2013). Sex, education and procrastination: an epidemiological study of procrastinators' characteristics from a global sample. *European Journal of Personality, 27*(1), 51-58. doi: 10.1002/per.1851
- Sirois, F. M. (2019). Trait procrastination undermines outcome and efficacy expectancies for achieving health-related possible selves. *Current Psychology, 1*-8. doi: 10.1007/s12144-019-00338-2
- Solomon, L. J. y Rothblum, E. D. (1984). Academic procrastination: frequency and cognitive-behavioral correlates. *Journal of Counseling Psychology, 31*(4), 503-509. doi: 10.1037/0022-0167.31.4.503
- Svartdal, F. (2017). Measuring procrastination: psychometric properties of the Norwegian versions of the Irrational Procrastination Scale (IPS) and the Pure Procrastination Scale (PPS). *Scandinavian Journal of Educational Research, 61*(1), 18-30. doi: 10.1080/00313831.2015.1066439
- Svartdal, F., Pfuhl, G., Nordby, K., Foschi, G., Klingsieck, K. B., Rozental, A., Carlbring, P., Lindblom-Ylänne, S. y Rębkowska, K. (2016). On the measurement of procrastination: comparing two scales in six European countries. *Frontiers in Psychology, 7*, 1307. doi: 10.3389/fpsyg.2016.01307
- Tabachnick, B. G. y Fidell, L. S. (2007). *Using multivariate statistics* (5ª ed.). Boston, MA: Pearson.

- Tuckman, B. W. (1991). The development and concurrent validity of the Procrastination Scale. *Educational and Psychological Measurement*, 51(2), 473-480. doi: 10.1177%2F0013164491512022
- Yockey, R. D. (2016). Validation of the short form of the Academic Procrastination Scale. *Psychological Reports*, 118(1), 171-179. doi: 10.1177%2F0033294115626825

RECIBIDO: 29 de septiembre de 2020

ACEPTADO: 19 de abril de 2021

**Anexo****Escala de procrastinación irracional**

A continuación, encontrará una serie de afirmaciones. Indique hasta qué punto está de acuerdo o en desacuerdo con cada afirmación seleccionando la respuesta que mejor describe su forma de ser y hacer. Por favor, responda siguiendo la siguiente escala:

1= No me describe en absoluto

2= No es usual en mí

3= A veces sí, a veces no

4= Es usual en mí

5= Me describe totalmente

1. Pospongo tanto las cosas que mi bienestar o eficiencia se ven afectados innecesariamente.	1	2	3	4	5
2. Si algunas cosas las hubiera hecho antes, mi vida sería mejor.	1	2	3	4	5
3. Cuando debería estar haciendo una cosa, me pongo a hacer otra.	1	2	3	4	5
4. Al final del día, sé que podría haber organizado mejor mi tiempo.	1	2	3	4	5
5. Organizo mi tiempo adecuadamente.	1	2	3	4	5
6. Retraso las tareas/ trabajos /actividades/ más de lo que sería razonable.	1	2	3	4	5
7. Dejo para mañana lo que tendría que hacer hoy	1	2	3	4	5