

EDUCATIONIS MOMENTUM

vol 4, n.º 1, 2018, pp. 5-24. ISSN (impr.): 2414-1364; (online): 2517-9853

Análisis psicométrico de una escala de procrastinación
académica en estudiantes de Psicología
de una universidad privada de Arequipa

Psychometric Analysis
of an Academic Procrastination Scale
in Psychology Students
from a Private University at Arequipa

Walter L. ARIAS GALLEGOS
Universidad Católica San Pablo
warias@ucsp.edu.pe

Renzo RIVERA
Universidad Católica San Pablo

Recibido: 2018.07.19
Aprobado: 2018.08.07

Resumen

En esta investigación se analizan las propiedades psicométricas, tales como validez y confiabilidad, de la Escala de Procrastinación Académica en una muestra de 152 estudiantes universitarios de la carrera de Psicología de una universidad privada de la ciudad de Arequipa. Los datos se procesaron mediante los programas SPSS y Factor, y aunque los métodos de factorización que se emplearon en cada caso fueron diferentes, se llegó a un mismo resultado. Esto es, la Escala de Procrastinación Académica cuenta con una estructura unidimensional que contiene 10 de los 16 ítems originales con un índice de confiabilidad adecuado ($\alpha = .790$). El factor resultante explica el 38.1 % de la varianza total de la prueba y corresponde con la dimensión de autorregulación académica.

Palabras clave: procrastinación académica, psicometría, análisis factorial exploratorio, confiabilidad

Abstract

In this research, we analyze the psychometric properties, such as validity and reliability, of the Academic Procrastination Scale in a sample of 152 university students of Psychology career from a private university at Arequipa City. The data was statistically processed by the SPSS and Factor program, and although the methods of factorization applied in each case were different, the result was the same. This is, the Academic Procrastination Scale has a one-dimensional structure with 10 items of 16 from the original version, with an adequate reliability index ($\alpha = .790$). The unique factor explains the 38.1 % of the total variance of the test and corresponds with the dimension of academic self-regulation.

Keywords: academic procrastination, psychometrics, exploratory factorial analysis, reliability

La procrastinación es un constructo relativamente nuevo en la comunidad académica, sin embargo, a pesar de su reciente inserción en el acervo científico, ha motivado un sinnúmero de publicaciones debido a la relevancia que cobra en diversos contextos de convivencia humana. Aunque ahora se distingue entre diferentes tipos de procrastinación —académica, laboral, familiar y emocional (Carranza & Ramírez, 2013)—, es principalmente en el ámbito educativo de nivel superior que se ha multiplicado el interés de psicólogos y educadores por el estudio de la procrastinación, debido a que se ha reportado que la procrastinación académica está asociada positivamente a la ansiedad ante los exámenes (Furlan, Ferrero, & Gallart, 2014), al estrés académico (Quant & Sánchez, 2012) y al temor al fracaso (González, Maytorena, Lohr, & Carreño, 2006); y negativamente con la satisfacción con los estudios (Dominguez & Campos-Uscanga, 2017), la autoeficacia (Kiamarsi & Abolghasemi, 2014) y el rendimiento académico (Chan, 2011).

Ahora bien, la procrastinación se define como una tendencia a demorar el inicio o la finalización de tareas importantes, de tal forma que se acumulan los quehaceres y se experimenta malestar subjetivo (Solomon & Rothblum, 1984). Busko (1998) la considera como una tendencia irracional de retrasar o evitar las tareas que deben completarse y que supone ciertos rasgos de personalidad comunes entre los procrastinadores. En tal sentido, se ha visto que los procrastinadores tienden a ser obsesivos y ansiosos, tienen escaso autocontrol y presentan síntomas depresivos y baja autoestima (Quant & Sánchez, 2012). Pueden existir diversos tipos de procrastinadores: se suele distinguir entre los procrastinadores diligentes, los evitativos, los temerosos y los rebeldes (Quant y Sánchez, 2012). También se plantean diferentes tipos de procrastinación como la activa y la pasiva (Parisi & Paredes, 2007), o la eventual y la crónica (Argumedo, Díaz, Calderón, Díaz-Morales, & Ferrari, 2005).

En todos estos casos se recurre a las diferencias individuales para explicar la demora en el cumplimiento de las obligaciones y, por tanto, estas categorías son más válidas para la procrastinación en general. En el caso de la procrastinación académica intervienen otros factores de índole cognitiva como educativa. Un modelo más afín a la procrastinación académica —y que también se aplica a la procrastinación general— fue desarrollado por Steel y Ferrari (2012), quienes consideran que el eje explicativo de la procrastinación se sitúa en la falta de autorregulación de la conducta. Esta teoría cuenta

con varios datos que la respaldan y que favorecen una comprensión integral del fenómeno de la procrastinación, sobre todo, como se dijo, respecto a la procrastinación académica.

Un aporte que apoya esta postura proviene de las investigaciones que señalan que los varones procrastinan más que las mujeres (Álvarez, 2010), aunque también hay estudios que señalan que no existen diferencias entre los sexos (Argumedo et al., 2005). El hecho de que las mujeres procrastinen menos que los varones puede deberse a que en ellas la lateralización de las funciones cerebrales se produce más tempranamente y, por tanto, maduran psicológicamente más rápido que los varones, lo que en términos académicos se evidencia en un mayor rendimiento académico (Chan, 2011) y en una conducta más disciplinada y autorregulada (Gordillo, Cahuana, & Rivera, 2016). También se ha señalado que los estudiantes universitarios que trabajan tienden a procrastinar menos que los que no trabajan (Dominguez, 2017), lo que implica que las responsabilidades que devienen de una doble función, como es trabajar y estudiar, favorecen el proceso de autorregulación.

Otros trabajos han encontrado que no existe diferencias entre la procrastinación general y la académica en función del año de estudios en nivel secundario (Álvarez, 2010), sin embargo, se ha visto que la procrastinación es más frecuente durante la adolescencia (Carranza & Ramírez, 2013) y que, a medida que se tiene más edad, la tendencia a procrastinar disminuye (Rodríguez & Clariana, 2017). Esto implicaría que los procesos de la maduración cerebral juegan un rol determinante pues la corteza prefrontal, que se ubica en la parte anterior del cerebro y que madura tardíamente al final de la adolescencia, es la responsable de la inhibición de la conducta y la planificación de las acciones orientadas a la consecución de determinadas metas (Arias & Vilca, 2007). En otras palabras, la corteza prefrontal es la base de la autorregulación de la conducta, que se relaciona con el establecimiento de prioridades, la secuenciación de acciones, la gestión del tiempo y el procesamiento complejo de la información.

En tal sentido, un estudio en universitarios de cuatro carreras profesionales de la ciudad de Arequipa ha puesto de manifiesto que, en los años iniciales de formación, predomina el estilo de aprendizaje divergente y que, en los años superiores, aumenta la cantidad de estudiantes con estilos de aprendizaje convergente y asimilador (Arias, 2011). Esto sugiere que, al principio de la

carrera, los alumnos tienen intereses más prácticos y se concentran menos en comprender lo que estudian, mientras que al final de la carrera los estudiantes buscan un ordenamiento lógico del conocimiento y se concentran en el aprendizaje de teorías y explicaciones más profundas. Además, son los estudiantes con estilo asimilador los que tienen mayor capacidad intelectual y deseos de aprender de manera metódica y sistemática (Arias, 2014).

Una explicación alternativa y complementaria sería que los estudiantes con mejores condiciones para el estudio —entiéndase metas académicas claras, motivación y hábitos de estudio— son los que obtienen mejores resultados académicos y logran llevar a término sus estudios superiores. Así, los estudiantes procrastinadores son aquellos que tienen un aprendizaje más superficial y memorístico (Meza, 2013), con una limitada articulación entre sus metas académicas y sus estrategias de aprendizaje (Valle, Cabanach, Rodríguez, Núñez, & González-Pineda, 2006) debido principalmente a que el estudio no es para ellos una fuente de satisfacción personal (Dominguez & Campos-Uscanga, 2017). Estos estudiantes procrastinadores posiblemente han tenido experiencias académicas previas negativas o una vocación poco definida que se evidencia en la falta de compromiso por lo que estudian y una carencia de proyecto de vida (Huamani & Ccori, 2016).

Se debe tener en cuenta, sin embargo, que la procrastinación no conlleva necesariamente al incumplimiento de las tareas o de las metas académicas, sino simplemente a demorarlas (Alegre, 2013). Los estudiantes que procrastinan son, en su mayoría, los que tienen peor rendimiento académico y mayor deserción en la universidad (Chan, 2011). Además, una preocupación latente es que la práctica de la procrastinación se puede prolongar a etapas posteriores de la vida, afectando la esfera laboral y familiar del procrastinador (Parisi & Paredes, 2007). En tal sentido, las conductas dilatorias propias de la procrastinación crónica se han asociado con diversos riesgos para la salud como la falta de ejercicio, hábitos alimentarios poco saludables y demora en la búsqueda de tratamiento médico ante molestias físicas, enfermedades o trastornos mentales (Rodríguez & Clariana, 2017).

Por todo ello, la procrastinación es un problema sumamente relevante por sus consecuencias en la educación, el trabajo, la familia y la salud. En el campo educativo ha sido poco atendido y difundido (al menos en nuestro país), a pesar de que las cifras de la prevalencia de la procrastinación académica

entre los estudiantes universitarios pueda alcanzar tasas de hasta el 75 % a nivel internacional (Steel, 2007, como se citó en Dominguez, 2016). En América Latina se ha señalado que el 61 % de los estudiantes procrastina y que el 20 % presenta procrastinación crónica (Quant & Sánchez, 2012). En el Perú se ha reportado una prevalencia del 14 % en estudiantes universitarios de la ciudad de Lima (Dominguez, 2017), mientras que en Arequipa no existen estudios publicados sobre esta temática, esto podría deberse en parte a que no se cuenta con instrumentos validados que midan la procrastinación académica para muestras de estudiantes escolares o universitarios de la ciudad de Arequipa.

Entre los instrumentos que se utilizan para evaluar la procrastinación se puede mencionar la Escala de Procrastinación General de Lay, el Inventario de Procrastinación para Adultos de McCown & Johnson o el Cuestionario de Procrastinación de Toma de Decisiones de Mann; pruebas que han sido validadas en poblaciones hispanoparlantes con buenos índices de consistencia interna (Argumedo et al., 2005). En Argentina se ha adaptado y validado la Escala de Procrastinación de Tuckman (Furlan, Heredia, Piemontesi, & Tuckman, 2012), mientras que en México se ha creado la Escala de Morosidad que consta de nueve ítems en una escala de respuesta tipo Likert con cinco alternativas de respuesta (González et al., 2006).

En cuanto a la procrastinación académica, en España se ha validado la Escala de Procrastinación Académica de Solomon y Rothblum que cuenta con dos factores: miedo al fracaso y aversión a la tarea que explican casi el 67.4 % de la varianza total (Rodríguez & Clariana, 2017), mientras que en Perú uno de los primeros estudios psicométricos sobre procrastinación lo realizó Díaz (2004), quien hizo una adaptación de la Escala de Procrastinación General en estudiantes universitarios y reportó que el ítem 4 tiene un comportamiento atípico. Así mismo, Álvarez (2010) realizó un análisis psicométrico de la Escala de Procrastinación General y de la Escala de Procrastinación Académica de Busko (1998) en una muestra de estudiantes de nivel secundario, halló que la primera escala tiene correlaciones ítem-test entre 0.26 y 0.65 con una estructura de un solo factor que explica el 30.99 % de la varianza total y una consistencia interna de 0.87, mientras que la Escala de Procrastinación Académica obtuvo correlaciones ítem-test entre 0.31 y 0.54 con una estructura interna unidimensional que explica el 23.89 % de la varianza total y un nivel de consistencia interna de 0.80. En ambos casos, la

validez de constructo se estimó mediante el análisis factorial exploratorio y el método de componentes principales con rotación Varimax, mientras que la confiabilidad se calculó con la prueba alfa de Cronbach.

Alegre (2013) sometió a un análisis psicométrico la Escala de Procrastinación Académica de Busko en una muestra de 348 estudiantes universitarios de las áreas de humanidades e ingenierías de universidades públicas y privadas de Lima, halló un índice de confiabilidad de 0.780 con correlaciones ítem-test entre 0.27 y 0.61 y un solo factor que explica el 42.8 % total de la varianza. Más recientemente, Dominguez (2016, 2017; Dominguez, Villegas, & Centeno, 2014) ha publicado diversos estudios psicométricos sobre la Escala de Procrastinación Académica de Busko, reportó que dicho instrumento presenta una solución factorial de uno y dos factores. En el primer caso, el modelo de un solo factor explica el 34.41 % de la varianza, mientras que el modelo de dos factores explica el 49.55 % de la varianza total. En ambos casos se efectuó el análisis factorial exploratorio por el método de mínimos cuadrados no ponderados y rotación Promin, en tanto que en el análisis de correlación ítem-test previo a la factorización se eliminaron los ítems 4, 5, 15 y 16 por obtener coeficientes de correlación inferiores a 0.2 (Dominguez et al., 2014).

Luego de realizar un análisis factorial confirmatorio —con los dos modelos obtenidos mediante el análisis factorial exploratorio— se determinó que presenta mejores índices de bondad de ajuste para una estructura bifactorial, cuyos componentes autorregulación académica y postergación de actividades también tienen niveles de consistencia interna adecuados, obtenidos mediante la prueba alfa de Cronbach (0.821 y 0.752, respectivamente) y el coeficiente omega (0.829 y 0.794, respectivamente). En otro análisis psicométrico, también con la Escala de Procrastinación Académica de Busko, Dominguez (2016) reportó los datos normativos para una muestra de 717 estudiantes de Psicología de tres universidades privadas de Lima, que cursaban estudios desde el primer ciclo hasta el décimo. En este análisis se aplicó la versión de 12 ítems que resultó de su estudio previo (Dominguez et al., 2014) y se determinó igualmente una estructura de dos factores y una distribución no normal de los datos, que permite afirmar que el 6.42 % de estudiantes de Psicología son procrastinadores y el 14.37 % está en riesgo de serlo.

Sobre la base estos datos nos propusimos realizar un análisis psicométrico de la Escala de Procrastinación Académica de Busko (1998) en una muestra de estudiantes de Psicología de una universidad privada de Arequipa, con la finalidad de verificar su estructura factorial y determinar su nivel de confiabilidad. Se trata, por tanto, de un estudio de tipo instrumental (Montero & León, 2002) que comprende el análisis de dicho instrumento mediante dos métodos diferentes de análisis psicométrico, que implican el uso de dos softwares. Este análisis, así planteado, tiene la finalidad de valorar la efectividad de ambos métodos a la vez y obtener las propiedades psicométricas del Cuestionario de Procrastinación Académica.

Método

Muestra

La muestra está conformada por 152 estudiantes de la carrera de Psicología de una universidad privada de Arequipa, de los cuales el 13.8 % son varones y el 86.2 % son mujeres, con una edad media de 19.04 años y una desviación estándar de ± 2.63 dentro de un rango de 16 a 34 años de edad. El 30.3 % cursa estudios en el primer semestre, el 13.25 % en segundo semestre, el 23.7 % en tercer semestre, el 9.9 % en cuarto semestre, el 12.5 % en quinto semestre, el 2 % en sexto semestre, el 3.9 % en octavo semestre y el 3.9 % restante en décimo semestre. Los estudiantes fueron seleccionados de manera no probabilística mediante la técnica de grupos intactos.

Instrumento

La Escala de Procrastinación Académica fue creada originalmente por Busko (1998) y validada por Alegre (2013) para estudiantes universitarios de Lima. La escala consta de 16 ítems con cinco alternativas de respuesta que van de 0 (*nunca*) a 4 (*siempre*) en una escala tipo Likert. Alegre (2013) reportó una estructura unidimensional con un índice de consistencia interna de 0.78 calculada mediante la prueba alfa de Cronbach, mientras que Dominguez y sus colaboradores (2014) reportaron una estructura bifactorial de 12 ítems con adecuados índices de bondad de ajuste y niveles de confiabilidad aceptables para estudiantes de Psicología. Se aplicó la versión de Alegre (2013).

Procedimiento

Los instrumentos fueron aplicados en clases, previa autorización del profesor, durante los turnos mañana, tarde y noche. Los estudiantes accedieron a participar voluntariamente del estudio, luego de que se les explicaron los objetivos y el método de la investigación. Así mismo, se les garantizó la confidencialidad de sus datos y se enfatizó la importancia de dar respuestas veraces y lo más cercanas a la realidad.

Análisis de datos

Los datos se procesaron estadísticamente siguiendo los criterios de la teoría clásica de los test y la teoría factorial (Kaplan & Saccuzzo, 2006). En primer lugar, se calcularon los estadísticos descriptivos de los ítems, se realizaron correlaciones ítem-test y el análisis factorial exploratorio mediante dos softwares: el paquete estadístico SPSS versión 20 (International Business Machines [IBM], 2011) y el programa Factor versión 10.5.03 (Lorenzo-Seva & Ferranzo, 2017). El cálculo de la confiabilidad se realizó mediante el método de consistencia interna con la prueba alfa de Cronbach (Livia & Ortiz, 2014).

Resultados

En la tabla 1 se tienen los estadísticos descriptivos de cada ítem de la Escala de Procrastinación Académica con los valores mínimos y máximos por ítem, así como la media, la desviación estándar, la asimetría, la curtosis y las correlaciones ítem-test. Como se puede apreciar, los valores tienen medias que van de 1.328 para el ítem 16 y 3.427 para el ítem 6. Así mismo, los valores de asimetría y curtosis se ubican dentro del rango de -1.5/1.5 que indica una tendencia a la normalidad (Pérez & Medrano, 2010), salvo en el ítem 5 que presenta una curtosis elevada fuera de este rango. En cuanto a las correlaciones ítem-test, se tiene que la mayoría de ítems presenta coeficientes superiores a 0.2 (Kline, 1995), a excepción de los ítems 1, 4 y 8 que fueron eliminados para proceder con el análisis factorial exploratorio mediante el método de extracción de máxima verosimilitud y el método de rotación Oblimin con el programa SPSS (IBM, 2011).

Tabla 1
Estadísticos descriptivos

Ítem	Media	D. E.*	Asimetría	Curtosis	Citc**
1	2.032	0.872	- 0.186	0.331	- 0.016
2	1.742	0.857	0.266	0.079	0.403
3	2.098	0.988	- 0.033	- 0.647	0.273
4	1.421	1.019	0.396	- 0.398	0.189
5	2.190	0.961	- 0.029	- 0.174	0.497
6	3.427	0.794	- 1.890	5.099	0.420
7	2.690	0.847	- 0.087	- 0.635	0.430
8	1.855	1.063	- 0.041	- 0.453	0.160
9	1.842	1.067	- 0.010	- 0.491	0.227
10	2.546	0.890	- 0.683	0.474	0.565
11	2.243	0.883	- 0.091	- 0.243	0.429
12	2.500	0.853	- 0.453	0.335	0.567
13	2.269	0.927	- 0.060	- 0.426	0.393
14	2.414	1.025	- 0.195	- 0.467	0.436
15	1.980	0.916	0.092	- 0.296	0.265
16	1.328	1.096	0.567	- 0.125	0.308

*. Desviación estándar.

** . Correlación ítem-test.

En el cálculo de la adecuación muestral se obtuvo un valor KMO de 0.763 y un nivel alto de significancia en la prueba de esfericidad de Bartlett ($\chi^2 = 793.4$; $gl = 120$; $p = 0.000$), por tanto, se realizó el análisis factorial exploratorio que reportó tres factores que explicaban en conjunto el 36.45 % de la varianza total de la prueba. Sin embargo, dado que en los factores 2 y 3 saturaban dos y un ítem, respectivamente, se decidió eliminar dichos factores (Burga, 2006). El cálculo de la confiabilidad del factor resultante (con los ítems 2, 5, 6, 7, 10, 11, 12, 13, 14 y 15) se realizó mediante el método de consistencia interna con la prueba alfa de Cronbach, lo que dio por resultado un índice de $\alpha = 0.790$ (ver tabla 2). Así mismo, la mayoría de las correlaciones interfactoriales en el modelo de tres factores no supera el coeficiente de 0.3, por lo que se debe emplear un método de rotación ortogonal en lugar de uno

de rotación oblicua (Lloret-Segura, Ferreres-Traver, Hernández-Baeza, & Tomás-Marco, 2014).

Tabla 2

Matriz de estructura

Ítems	Método de máxima verosimilitud (Statistic Package for Social Sciences)				Método de mínimos cuadra- dos no ponderados robustos (factor)		
	F1	F2	F3	*h ²	F1	F2	*h ²
1		Eliminado				0.603	0.398
2	0.558			0.349	0.546		0.334
3		0.846		0.172		0.351	0.135
4		Eliminado				Eliminado	
5	0.472			0.195	0.504		0.258
6	0.355			0.142	0.546		0.313
7	0.434			0.418	0.636		0.448
8		Eliminado				0.750	0.577
9			0.411	0.204		0.824	0.685
10	0.744			0.415	0.664		0.441
11	0.575			0.399	0.624		0.416
12	0.712			0.530	0.772		0.603
13	0.406			0.466	0.601		0.443
14	0.391			0.281	0.527		0.289
15	0.260			0.096	0.330		0.122
16		0.286		0.114		0.385	0.149
α^{**}	0.790	----	----		0.790	0.682	
F1	1	0.061	0.561		1	0.388	
F2		1	0.231			1	
F3			1				

*. Comunalidad.

**.. Alfa de Cronbach.

Dados estos resultados, se realizó un nuevo análisis factorial exploratorio con el programa Factor (Lorenzo-Seva & Ferranzo, 2017) que cuenta con criterios más robustos de análisis. De este modo, para el cálculo de la validez de constructo de la prueba y la determinación de su número de factores se trabajó con el procedimiento de óptima implementación de análisis paralelo (Timmerman & Lorenzo-Seva, 2011); en consideración de la cantidad de la muestra se utilizó el sesgo corregido y acelerado como técnica de análisis robusto (Lambert, Wildt, & Durand, 1991), mientras que para la extracción de los factores se aplicó el método de mínimos cuadrados no ponderados robustos (RULS) con rotación Varimax RAW.

Los resultados también se aprecian en la tabla 2, donde se pueden ver los dos factores que explican el 47.9 % de la varianza total. En el proceso el ítem 4 fue eliminado, de modo que el primer factor se compone de los ítems 2, 5, 6, 7, 10, 11, 12, 13, 14 y 15, igual que en el primer factor del modelo de tres dimensiones calculado previamente con el SPSS; mientras que el segundo factor se compone de los ítems 1, 3, 8, 9 y 16. Así mismo, los índices de bondad de ajuste obtenidos en el procesamiento estadístico satisfacen los criterios establecidos en todos los casos ($\chi^2 = 119.534$; $gl = 89$; $p < 0.000$; $\chi^2/gl = 1.343$; CFI = 0.973 IC 95 % [0.968, 0.988]; GFI = 0.971 IC 95 % [0.968, 0.978]; AGFI = 0.961 IC 95 % [0.957, 0.971]; RMSEA = 0.047 IC 95 % [0.033; 0.045]). Finalmente, se tiene que la correlación interfactorial entre los factores primero y segundo es negativa y moderada ($r = -0.388$), sin embargo, al realizar el cálculo de confiabilidad del segundo factor se obtuvo un índice de consistencia interna de $\alpha = 0.682$, por lo que se decidió eliminar el segundo factor por no ser confiable. La prueba quedó constituida por 10 ítems distribuidos en un solo factor y una confiabilidad adecuada.

Discusión

La procrastinación académica ha sido una variable poco estudiada en el campo de la educación en Perú. Una de las primeras investigaciones sobre la procrastinación en el país reportó que, de 200 estudiantes universitarios del área de letras, el 61.5 % que procrastina también tiene notas desaprobatorias (Chan, 2011). Es necesario investigar este constructo teórico en diversos niveles de enseñanza, aunque la mayoría de estudios se han focalizado en poblaciones universitarias.

En Arequipa no hay reportes de investigaciones empíricas sobre la procrastinación, aunque a nivel nacional existen varios estudios en Lima (Díaz, 2004; Chan, 2011; Álvarez, 2010; Alegre, 2013; Dominguez, 2016, 2017) y unos pocos en provincias (Carranza & Ramírez, 2013). Esta escasez de investigaciones en nuestra región podría explicarse por la falta de pruebas de procrastinación debidamente validadas. Por ello, nos propusimos analizar las propiedades psicométricas de la escala de Procrastinación Académica de Busko (1998) inicialmente validada por Álvarez (2010) en estudiantes de nivel secundario, por Alegre (2013) en estudiantes universitarios y por Dominguez et al. (2014) en estudiantes de Psicología de Lima.

Nuestros resultados indican que, mediante dos métodos diferentes de procesamiento factorial, la Escala de Procrastinación Académica estaría constituida por un solo factor de 10 ítems, que corresponde al factor autorregulación académica que Dominguez y sus colaboradores (2014) han reportado como primer factor de una estructura bifactorial de la misma prueba y que cuenta con ítems que se califican de manera inversa. Ello supone que el segundo factor obtenido por Dominguez y su equipo —postergación de actividades— no es aplicable para los estudiantes de Psicología de la universidad arequipeña de donde procede la muestra porque no contaba con niveles de confiabilidad aceptables.

Por un lado, nuestros resultados dan sustento a la teoría de Steel y Ferrari (2012), quienes proponen que la procrastinación académica es resultado de la falta de autorregulación conductual, ya que el análisis factorial exploratorio que hemos realizado permite conservar solamente el factor que evalúa la autorregulación académica y que explica el 38.1 % de la varianza total. Por otro lado, debe destacarse que los datos que obtuvimos se orientan por una estructura unifactorial, como lo reportan Álvarez (2010) y Alegre (2013); en dichos casos no se eliminó ninguno de los ítems de la escala original, mientras que en el estudio de Dominguez y sus colaboradores (2014) se eliminó el ítem 16, y en nuestro caso se eliminaron seis ítems.

Una preocupación que se desprende de este estudio es que los estudiantes de Psicología de Arequipa tendrían una escasa capacidad autorregulatoria de sus actividades académicas, esto se condice con los reportes previos que han señalado que los estudiantes de primer año de Psicología de tres universidades de Arequipa tienen un estilo de aprendizaje predominantemente

divergente y bajos niveles de habilidades metacognitivas (Arias, Zegarra, & Justo, 2014). Además, se ha visto que solo el 26.67 % de los estudiantes de Psicología de una muestra de una universidad privada de la ciudad tienen preferencias profesionales orientadas a esta carrera, mientras que el 20 % no tiene una vocación definida y el 15 % tiene intereses por el arte dramático. Así mismo, se reportó que en los estudiantes evaluados predomina una concepción *profesionalista* de la carrera (Arias & Ceballos, 2017).

Todo ello supone que el perfil del estudiante de Psicología en Arequipa no se orienta por el trabajo académico ni tiene interés por aprender o vocación por el estudio. Esta realidad, empero, no es exclusiva de nuestra ciudad pues González (2013) ha indicado que en 289 estudiantes de Psicología de dos universidades públicas de Lima predominan concepciones de aprendizaje directo, es decir, que recurren al aprendizaje memorístico y no construyen su propio conocimiento. Martínez-Fernández (2007) obtuvo resultados similares en estudiantes de Psicología de España, con la salvedad de que a medida que avanzan en sus estudios, los alumnos tienden a modificar sus concepciones de aprendizaje directo por otras de índole interpretativa y constructiva. Estos datos, junto con los aquí reportados, sugieren que los estudiantes de Psicología procrastinan porque no autorregulan su aprendizaje, posiblemente porque no tienen un perfil académico ni la madurez suficiente para involucrarse de manera consciente y permanente con sus estudios profesionales.

En ese sentido, la procrastinación académica ha sido asociada con diversas falencias académicas por parte de los estudiantes procrastinadores (Yockey, 2016). En el caso de los estudiantes de Psicología, González y sus colaboradores (2006) han reportado que la procrastinación o morosidad académica se asocia con una perspectiva temporal presente hedonista, temor al fracaso y una perspectiva del pasado negativa; en un modelo con excelentes índices de bondad de ajuste que explica el 43 % de la varianza (González, Maytorena, Lohr, & Carreño, 2006). Así mismo, en un estudio cualitativo en estudiantes de Psicología de la Universidad Nacional Mayor de San Marcos se reportó que las causas de la procrastinación académica recaían en la inadecuada planificación del tiempo, la percepción negativa de la tarea, la baja motivación intrínseca y la escasa capacidad de autorregulación; como factores de riesgo se destaca la flexibilidad del docente, las actividades laborales, el tiempo libre y la supervisión sin acompañamiento de la tarea (Paz, Aranda, Navarro, Delgado, & Sayas, 2014).

Una de las limitaciones más relevantes de nuestro trabajo es que no se ha trabajado con una muestra probabilística ni representativa de la ciudad de Arequipa; sin embargo, nuestros resultados sugieren que la Escala de Procrastinación Académica cuenta con la validez y la confiabilidad adecuada para los estudiantes de Psicología de la universidad privada de donde provienen. Considerando que este es el primer estudio psicométrico sobre la procrastinación académica en la ciudad, es necesario hacer nuevas indagaciones para obtener datos sobre la validez convergente, divergente, discriminante y predictiva; así como realizar procesamientos estadísticos más finos mediante el análisis factorial confirmatorio, el análisis de invarianza o la teoría de respuesta al ítem.

Finalmente, aunque se trata de un trabajo psicométrico, los resultados han dado a conocer que en el núcleo de la procrastinación académica se sitúa la falta de autorregulación conductual (Rebetez, Rochat, Barsics, & Van der Linden, 2018); dato que, sumado a otros aportados por estudios previos que hemos comentado, plantean la necesidad de fortalecer el proceso formativo de los estudiantes de Psicología en la ciudad de Arequipa, y de hacer un proceso de selección más exigente sobre la base de sus habilidades cognitivas y su perfil académico. Este estudio, además, puede inspirar réplicas en estudiantes de otras profesiones afines a la Psicología como la Educación, o disímiles como las ingenierías.

Referencias

- Alegre, A. A. (2013). Autoeficacia y procrastinación académica en estudiantes universitarios de Lima Metropolitana. *Propósitos y Representaciones*, 1(2), 57-82.
- Álvarez, O. R. (2010). Procrastinación general y académica en una muestra de estudiantes de secundaria de Lima Metropolitana. *Persona*, 13, 159-177.
- Argumedo, D., Díaz, K., Calderón, A., Díaz-Morales, J. F., & Ferrari, J. (2005). Evaluación de la confiabilidad y la estructura factorial de tres escalas de procrastinación crónica. *Revista de Psicología (Pontificia Universidad Católica del Perú)*, 23(1), 113-138.

- Arias, W. L. (2011). Estilos de aprendizaje en estudiantes universitarios y sus particularidades en función de la carrera, el género y el ciclo de estudios. *Learning Styles Review*, 8, 112-135.
- Arias, W. L. (2014). Estilos de aprendizaje e inteligencia en estudiantes universitarios de Arequipa, Perú. *Journal of Learning Styles*, 7(14), 88-107.
- Arias, W. L., & Ceballos, K. D. (2017). Preferencias profesionales e identidad profesional en estudiantes del curso de Historia de la Psicología. *Revista Peruana de Historia de la Psicología*, 3, 73-98.
- Arias, W. L., & Vilca, J. I. (2007). Estudio neuropsicológico de cinco pacientes con lesiones prefrontales. *Revista de Psicología (Universidad Católica de Santa María)*, 4, 74-86.
- Arias, W. L., Zegarra, J., & Justo, O. (2014). Estilos de aprendizaje y metacognición en estudiantes de psicología de Arequipa. *Liberabit*, 20(2), 267-279.
- Burga, A. (2006). La unidimensionalidad de un instrumento de medición: perspectiva factorial. *Revista de Psicología (Pontificia Universidad Católica del Perú)*, 24(1), 53-80.
- Busko, D. (1998). *Causes and consequences of perfectionism and procrastination: A structural equation model*. Tesis de maestría. University of Guelph, Ontario, Canadá.
- Carranza, R., & Ramírez, A. (2013). Procrastinación y características demográficas asociados en estudiantes universitarios. *Apuntes Universitarios*, 3(2), 95-108.
- Chan, L. (2011). Procrastinación académica como predictor en el rendimiento académico de jóvenes de educación superior. *Temática Psicológica*, 7(1), 53-62.
- Díaz, K. (2004). *Procrastinación crónica y estilos de personalidad en una muestra de estudiantes universitarios de Lima Metropolitana*. Tesis de pregrado. Pontificia Universidad Católica del Perú, Lima, Perú.

- Dominguez-Lara, S. (2016). Datos normativos de la Escala de Procrastinación Académica en estudiantes de psicología de Lima. *Evaluar*, 16, 20-30.
- Dominguez-Lara, S. (2017). Prevalencia de procrastinación académica en estudiantes universitarios de Lima Metropolitana y su relación con variables demográficas. *Revista de Psicología (Universidad Católica San Pablo)*, 7(1), 81-95.
- Dominguez-Lara, S., & Campos-Uscanga, Y. (2017). Influencia de la satisfacción con los estudios sobre la procrastinación académica en estudiantes de psicología: un estudio preliminar. *Liberabit*, 23(1), 123-135.
- Dominguez-Lara, S., Villegas, G., & Centeno, S. B. (2014). Procrastinación académica: validación de una escala en una muestra de estudiantes de una universidad privada. *Liberabit*, 20(2), 293-304.
- Furlan, L. A., Heredia, D., Piemontesi, S., & Tuckman, B. W. (2012). Análisis factorial confirmatorio de la adaptación argentina de la escala de procrastinación de Tuckman. *Perspectivas en Psicología*, 9, 142-149.
- Furlan, L. A., Ferrero, M. J., & Gallart, G. (2014). Ansiedad ante los exámenes, procrastinación y síntomas mentales en estudiantes universitarios. *Revista Argentina de Ciencias del Comportamiento*, 6(3), 31-39.
- González, D., Maytorena, M. A., Lohr, F., & Carreño, E. A. (2006). Influencia de la perspectiva temporal y la morosidad académica en estudiantes universitarios. *Revista Colombiana de Psicología*, 15, 15-24.
- González, E. (2013). Concepciones implícitas del aprendizaje en estudiantes de psicología de universidades públicas. *Revista de Psicología (Universidad César Vallejo)*, 15(2), 183-193.
- Gordillo, E. G., Cahuana Cuentas, M., & Rivera, R. (2016). *Conductas disruptivas y autoestima en escuelas mixtas y diferenciadas de Arequipa*. Arequipa: Universidad Católica San Pablo.

- Huamani, J. C., & Ccori, J. (2016). Respuesta al sentido de vida. *Revista de Psicología de Arequipa*, 6(1), 331-348.
- International Business Machines. (2011). IBM SPSS Statistics (Version 20) [programa informático en CD-ROM].
- Kaplan, R. M., & Saccuzzo, D. P. (2006). *Pruebas psicológicas. Principios, aplicaciones y temas*. México: Thomson.
- Kiamarsi, A., & Abolghasemi, A. (2014). The relationship of procrastination and self-efficacy with psychological vulnerability in students. *Procedia. Social and Behavioral Sciences*, 114, 858-862.
- Kline, P. (1995). *The handbook of psychological testing*. Londres: Routledge.
- Lambert, Z. V., Wildt, A. R., & Durand, R. M. (1991). Approximating confidence intervals for factor loadings. *Multivariate Behavioral Research*, 26(3), 421-434.
- Livia, J., & Ortiz, M. (2014). *Construcción de pruebas psicométricas: Aplicaciones a las ciencias sociales y de la salud*. Lima: Universidad Nacional Federico Villarreal.
- Lloret-Segura, S., Ferreres-Traver, A., Hernández-Baeza, A., & Tomás-Marco, I. (2014). El análisis factorial exploratorio de los ítems: una guía práctica, revisada y actualizada. *Anales de Psicología*, 30(3), 1151-1169.
- Lorenzo-Seva, U., & Ferranzo, P. (2017). *Factor* (Version 10.5.03). Tarragona, España: Universidad Rovira i Virgili. Descargado de: <http://psico.fcep.urv.es/utilitats/factor/>
- Martínez-Fernández, R. (2007). Concepción de aprendizaje y estrategias metacognitivas en estudiantes universitarios de psicología. *Anales de Psicología*, 23(1), 7-16.
- Meza, A. (2013). Estrategias de aprendizaje. Definiciones, clasificaciones e instrumentos de medición. *Propósitos y Representaciones*, 1(2), 193-213.

- Montero, I., & León, O. G. (2002). Clasificación y descripción de las metodologías de investigación en Psicología. *Revista Internacional de Psicología Clínica y de la Salud*, 2(3), 503-208.
- Parisi, A., & Paredes, M. (2007). Diseño, construcción y validación de una Escala de Postergación Activa y Pasiva en el ámbito laboral. *Psicología (Segunda Época)*, 26(2), 31-57.
- Paz, A. E., Aranda, R. A., Navarro, M. R. J., Delgado, M. H., & Sayas, Y. (2014). Representaciones mentales sobre la procrastinación en estudiantes de psicología de la UNMSM. *Revista Electrónica de Psicología Iztacala*, 17(3), 1148-1167.
- Pérez, E., & Medrano, L. (2010). Análisis factorial exploratorio: Bases conceptuales y metodológicas. *Revista Argentina de Ciencias del Comportamiento*, 2(1), 58-66.
- Quant, D. M., & Sánchez, A. (2012). Procrastinación, procrastinación académica: concepto e implicaciones. *Revista Vanguardia Psicológica*, 3(1), 45-59.
- Rebetez, M. M. L., Rochat, L., Barsics, C., & Van der Linden, M. (2018). Procrastination as a self-regulation failure: The role of impulsivity and intrusive thoughts. *Psychological Reports*, 121(1), 26-41.
- Rodríguez, A., & Clariana, M. (2017). Procrastinación en estudiantes universitarios. Su relación con la edad y el curso académico. *Revista Colombiana de Psicología*, 26(1), 45-60.
- Solomon, L. J., & Rothblum, E. D. (1984). Academic procrastination: Frequency and cognitive-behavioral correlates. *Journal of Counseling Psychology*, 31, 503-509.
- Steel, P., & Ferrari, J. (2012). Sex, education and procrastination: An epidemiological study of procrastinators' characteristics from a global sample. *European Journal of Personality*, 27, 51-58.

- Timmerman, M. E., & Lorenzo-Seva, U. (2011). Dimensionality Assessment of Ordered Polytomous Items with Parallel Analysis. *Psychological Methods, 16*, 209-220.
- Valle, A., Cabanach, R. G., Rodríguez, S., Núñez, J. C., & González-Pineda, J. A. (2006). Metas académicas, estrategias cognitivas y estrategias de autorregulación del estudio. *Psicothema, 18*(2), 165-170.
- Yockey, R. D. (2016). Validation of the short form of Academic Procrastination Scale. *Psychological Reports, 118*(1), 171-179.