

PROCRASTINACIÓN ACADÉMICA: VALIDACIÓN DE UNA ESCALA EN UNA MUESTRA DE ESTUDIANTES DE UNA UNIVERSIDAD PRIVADA

ACADEMIC PROCRASTINATION: VALIDATION OF A SCALE IN A SAMPLE OF STUDENTS FROM A PRIVATE UNIVERSITY

Sergio Alexis Dominguez Lara*, Graciela Villegas García** y Sharon Brigitte Centeno Leyva***
Universidad Inca Garcilaso de la Vega, Perú

Recibido: 09 de agosto de 2013

Aceptado: 05 de marzo de 2014

RESUMEN

El objetivo de la presente investigación es analizar las propiedades psicométricas de la Escala de Procrastinación Académica (EPA) en una muestra constituida por 379 estudiantes de una universidad privada cuyas edades se encuentran entre 16 y 40 años ($M = 20.82$). El análisis factorial confirmatorio realizado revela que la EPA presenta una estructura bifactorial. La confiabilidad se estimó mediante el alfa de Cronbach obteniéndose .816 para la escala total; .821 para el factor *Autorregulación académica*, y .752 para el factor *Postergación de actividades*. Se concluye que la EPA cuenta con propiedades psicométricas adecuadas para seguir con estudios de validación utilizando otras estrategias, apoyando su uso como instrumento de evaluación de la procrastinación académica.

Palabras clave: Procrastinación académica, confiabilidad, validez, estudiantes universitarios.

ABSTRACT

The objective of this research is to analyze the psychometric properties of the Academic Procrastination Scale (EPA) in a sample consisting of 379 students from a private university whose ages are between 16 and 40 years ($M = 20.82$). The confirmatory factor analysis conducted reveals that the EPA has a bivariate structure. Reliability was estimated through Cronbach's alpha, obtaining .816 for the total scale; .821 for the self-regulating academic factor, and .752 for the activities postponement factor. It is concluded that the EPA has psychometric properties suitable to continue with validation studies using other strategies, supporting its use as a tool for evaluation of academic procrastination.

Key words: Academic Procrastination, reliability, validity, college students

El ingreso a la universidad supone exigencias que necesitan ser afrontadas con éxito para poder lograr los objetivos que se plantea el educando. En ese proceso de exigencia y afronte, tanto los aspectos cognitivos como motivacionales juegan un papel clave en la organización de la conducta académica que llevan a cabo los estudiantes para realizar las actividades que les demanda la vida universitaria (Alonso, 1995; Mas & Medinas, 2007). De este modo, para que el estudiante tenga un desempeño exitoso, es necesario tener las habilidades que exigen dichas demandas, pero además contar con la certeza de que va a lograr buenos resultados a partir de su accionar (Sánchez, Castañeiras & Posada, 2011).

En este sentido, el estudiante está involucrado en situaciones que le exigen un despliegue inmediato de recursos, tales como su adaptación a las nuevas exigencias, así como los horarios, tareas, evaluaciones, etc. (Peñacoba & Moreno, 1999). Dichas tareas y encargos académicos en muchas ocasiones pueden ser postergados, lo que dificulta su cumplimiento inmediato y da lugar a problemas, tanto personales como académicos.

Esta acción de evitar, de prometer hacer más tarde las tareas, de excusar o justificar retrasos, y de evitar la culpa frente a una tarea académica, hace referencia a la *Procrastinación Académica* (Onwuegbuzie, 2004; Quant & Sánchez, 2012).

En esta situación, el estudiante despliega comportamientos para aplazar voluntariamente la realización de actividades que deben ser cumplidas en un momento establecido, ya sea por influencia familiar temprana de tipo disfuncional que haya afectado su autoestima y tolerancia a la frustración (Rothblum, 1990); por la elección actual de actividades que le garanticen un logro inmediato (Quant & Sánchez, 2012); por un procesamiento de información inadecuado (Stainton, Lay & Flett, 2000) y de carácter irracional, o por la realización de actividades con consecuencias más gratificantes a corto plazo que a largo plazo (Riva, 2006, citado en Quant & Sánchez, 2012).

Por su parte, Chan (2011) hace referencia a una tipología de procrastinadores: procrastinador ocasional y procrastinador cotidiano. El primero se relaciona con un comportamiento procrastinador (Sampaio & Bariani, 2011),

el cual es dinámico y depende de la interacción del individuo con su contexto y la tarea específica. El segundo hace referencia a un rasgo procrastinador (Sampaio & Bariani, 2011), el cual es un patrón regular de comportamientos de aplazamiento frente a diversas situaciones, incluyendo las tareas y actividades propias (Quant & Sánchez, 2012), dado que si la persona se inicia a temprana edad en la actividad procrastinadora, esta tiende a generalizarse a otros ámbitos como el laboral, familiar o social (Chan, 2011) y no se circunscribe solo al académico.

Dicha tendencia de aplazar siempre o casi siempre una actividad académica, se asocia a una sensación de ansiedad ante dicha situación (Bui, 2007, Rothblum, Solomon & Murakami, 1986), así como con baja autoeficacia (Klassen & Kuzucu, 2009; Schouwenburg, 2004; Williams, Stark & Frost, 2008), elevada ansiedad ante exámenes (Quant & Sánchez, 2012), estrés ante la pronta entrega de trabajos aplazados (Ferrari & Tice, 2007; Wambach, Hansen & Brothen, 2001) y consecuencias académicas negativas (Álvarez, 2010; Chan, 2011). Asimismo, se han reportado correlaciones negativas y significativas (aunque de baja magnitud) con la inteligencia emocional y sus componentes intrapersonales, y estado de ánimo (Clariana, Cladellas, Badia & Gotzens, 2011).

Basándose en lo estudiado, existe evidencia que indica que a mediano y largo plazo, la procrastinación afecta la vida académica de las personas (Clariana et al., 2011), siendo el primer paso hacia otras dificultades académicas en forma de fallas en el proceso de regulación de la conducta académica (Chan, 2011; Sampaio & Bariani, 2011), dado que al estar ligada a estrategias de aprendizaje menos eficaces (Howell & Watson, 2007) puede afectar la formación académica y posteriormente el desempeño profesional de la persona. Este panorama indica la necesidad de estudiarla en el ámbito de la educación superior, con el fin de proponer mejoras en busca de un desempeño cada vez más eficaz del estudiante.

En cuanto a los instrumentos para su evaluación en el contexto limeño, Álvarez (2010) adaptó la Escala de Procrastinación General y Académica (Busko, 1998, citado en Álvarez, 2010) contando con una muestra de 235 estudiantes de cuarto y quinto año de educación

secundaria pertenecientes a una institución privada, de los cuales 132 fueron varones y 103 fueron mujeres. Con relación a la Escala de Procrastinación Académica, se encontró indicadores adecuados de confiabilidad (índices de homogeneidad adecuados y un alfa de Cronbach aceptable). Con relación al análisis de su estructura interna, se usó un análisis de componentes principales sin rotación, extrayendo un solo factor que explicó el 23.89% de la varianza total de la prueba. No fueron encontradas diferencias estadísticamente significativas con relación al sexo o al año de estudios.

Por su parte, Chan (2011), en un estudio descriptivo con 200 estudiantes de una universidad privada, reportó índices de homogeneidad adecuados y un alfa de Cronbach aceptable de la Escala de Procrastinación Académica. No obstante, no fueron reportados hallazgos acerca de la estructura interna del instrumento, y si bien el estudio no fue de corte psicométrico, la estructura interna de los instrumentos está relacionada tanto con la muestra que se evalúa como con su desempeño en el constructo estudiado, por lo que se tendría que haber utilizado una versión validada en universitarios. Asimismo, los planteamientos referentes a las diferencias con relación al sexo y rendimiento académico no son concluyentes.

En base a lo revisado, en el contexto de Lima Metropolitana no existen evidencias psicométricas que avalen el uso de la Escala de Procrastinación Académica en estudiantes universitarios, a pesar que se están realizando esfuerzos en diversas instituciones para mejorar la calidad educativa, lo cual incluye el aspecto formativo del estudiante.

Es por ello que el presente trabajo planteó como objetivo realizar el análisis psicométrico de la escala, con el fin de obtener las primeras evidencias de confiabilidad y validez que garanticen su uso en el contexto universitario. En función de ello, fueron examinadas su confiabilidad y la estructura factorial de la escala en una muestra de estudiantes universitarios de una institución privada.

La utilidad de este estudio se encuentra en las aplicaciones que las instituciones interesadas le podrían dar a los hallazgos a través del instrumento, ya que conocer a fondo la procrastinación académica tendrían

consecuencias positivas. Desde el punto de vista teórico, sería la base para investigaciones posteriores con la finalidad de encontrar un modelo explicativo en la población en la que se está estudiando: escolares o universitarios. Desde un punto de vista práctico, sería de utilidad para la implementación de programas orientados a la mejora de la organización del estudiante en cuanto a sus actividades académicas.

Método

Basado en lo que señala Montero y León (2007), este es un estudio instrumental, destinado a la adaptación y estudio de las propiedades psicométricas de un test.

Participantes

La muestra de estudio estuvo conformada por 379 estudiantes de una universidad privada de Lima Metropolitana, 102 varones y 277 mujeres, de edades comprendidas entre 16 y 40 años (Media = 20.82). De los participantes, 254 personas (67.02%) tuvieron entre 16 y 20 años de edad; 92 personas (24.27%) entre 21 y 25; y 33 personas (8.7%) tuvieron más de 25 años edad al momento de la evaluación. El muestreo utilizado fue de tipo intencional.

Instrumento

Escala de Procrastinación Académica (EPA) de Busko adaptada por Álvarez (2010). Consta de 16 ítems con cinco opciones de respuesta (*Nunca, Pocas veces, A veces, Casi siempre y Siempre*), asignándole a cada pregunta la puntuación de 1 (*Nunca*) a 5 (*Siempre*). Las propiedades psicométricas en el estudio de adaptación en escolares indican una consistencia interna adecuada (alfa de Cronbach de .80) y una estructura unidimensional, es decir, un solo factor que explica 23.89% de la varianza total del instrumento.

Procedimiento

El inventario así como la batería de evaluación psicológica se administró dentro de la institución educativa. Los responsables del estudio dieron a conocer las instrucciones que aparecen en el protocolo de aplicación de la prueba y absolvieron las dudas que les formularon.

Se elaboró una base de datos previa en MS Excel. Se utilizó el módulo *Vista-CITA* (Ledesma & Molina, 2009; Young, 2003) para el análisis de los datos, en lo que concierne al análisis de ítems y cálculo del alfa de Cronbach; *FACTOR* (Lorenzo-Seva & Ferrando, 2007) para la realización del análisis factorial exploratorio y el modelo jerárquico bifactorial; LISREL 8.8-*Versión Estudiante* para el análisis factorial confirmatorio. Finalmente, se halló el coeficiente omega mediante el programa Omega (Watkins, 2013).

Resultados

Análisis de ítems

En cuanto al análisis de homogeneidad del test, se examinó el grado de asociación entre los ítems que conforman la prueba y el test (Elosua, 2003), además, se retuvieron aquellos que obtuvieron una correlación ítem-test mayor de .20 (Kline, 1995; Likert, 1932). Fueron eliminados cuatro de los reactivos en vista que superaron dicho indicador, volviéndose a realizar dicho análisis,

Tabla 1
Análisis de ítems de la Escala de Procrastinación Académica

	Primer análisis	Segundo análisis
	Correlación ítem-test corregida	Correlación ítem-test corregida
Ítem 1	.348	.334
Ítem 2	.441	.429
Ítem 3*	.060	-
Ítem 4*	-.046	-
Ítem 5	.470	.497
Ítem 6	.288	.297
Ítem 7	.598	.607
Ítem 8	.425	.418
Ítem 9	.397	.386
Ítem 10	.460	.493
Ítem 11	.523	.545
Ítem 12	.554	.597
Ítem 13	.531	.531
Ítem 14	.496	.510
Ítem 15*	.080	-
Ítem 16*	.115	-

* Descartados para el segundo análisis de ítems

observándose un incremento del índice de homogeneidad en los reactivos que conforman la escala.

Análisis factorial exploratorio

Para obtener evidencias de validez se realizó un análisis factorial exploratorio. Previamente, se llevó a cabo un análisis de estadísticos descriptivos y de puntajes extremos, así como la inspección de la matriz de correlaciones Pearson para descartar la existencia de multicolinealidad. Con relación al análisis descriptivo de los ítems, se constató que estos presentan indicadores de asimetría y curtosis adecuados, dentro del rango +/- 1.5 (Pérez & Medrano, 2010; Ferrando & Anguiano-Carrasco, 2010). No fue detectada la presencia de puntajes extremos y de multicolinealidad.

Tabla 2
Análisis Descriptivo de la Escala de Procrastinación Académica

Ítem	Media	Desv. Estándar	Asimetría	Curtosis
Ítem 1	2.810	.951	-.040	-.024
Ítem 2	3.164	.812	-.111	-.112
Ítem 5	2.491	1.047	.299	-.472
Ítem 6	1.763	1.205	1.453	1.272
Ítem 7	2.256	.977	.407	-.438
Ítem 8	2.467	1.167	.224	-.683
Ítem 9	2.515	1.142	.216	-.616
Ítem 10	2.282	.920	.489	-.146
Ítem 11	2.660	.937	.042	-.436
Ítem 12	2.230	.842	.475	.098
Ítem 13	2.554	.896	.134	-.314
Ítem 14	2.422	1.041	.354	-.381

Posteriormente, se exploró si los ítems poseían la suficiente correlación para realizar el análisis factorial; luego de ello se obtuvo una matriz de correlaciones significativa ($p < .01$); un KMO de .812, valor considerado adecuado (Hair, Anderson, Tatham & Black, 2005), y un test de esfericidad de Bartlett significativo ($p < .01$), lo cual da cuenta de la suficiente intercorrelación de los ítems.

Para la determinación del número de factores se utilizó el análisis paralelo propuesto por Horn (1965), de acuerdo a este método se sugirió la extracción de dos factores. No obstante, la investigación previa con este instrumento

(Álvarez, 2010; Chan, 2011) sugiere la existencia de un solo factor subyacente a los datos, por lo cual también se consideró como una opción la estructura unidimensional; sobre la base de las recomendaciones de Ferrando y Anguiano-Carrasco (2010), quienes indican que puede plantearse un rango plausible de soluciones y luego comparar los valores de los indicadores de ajuste correspondientes a cada solución.

Se efectuó un análisis factorial por mínimos cuadrados no ponderados tanto para el análisis con un solo factor como para el análisis con dos factores: en el primer caso no se usó rotación; en el segundo caso se trabajó con rotación Promin (Lorenzo-Seva, 1999) ya que los factores se hallaban correlacionados ($r = .325$).

En el primer caso, el factor explicó 34.41% de la varianza total del instrumento y tuvo un valor Eigen de 4.13. En el segundo caso, los factores de modo conjunto explicaron el 49.55% de la varianza total del instrumento, correspondiendo un 34.41% al primer factor y un 15.14% al segundo factor, siendo los valores Eigen de 4.13 y de 1.81, respectivamente.

Por lo tanto, la primera solución factorial y la segunda presentaron cargas factoriales moderadas y elevadas. De acuerdo a lo planteado por Ferrando y Anguiano-Carrasco (2010) se realizó un análisis factorial confirmatorio para determinar el ajuste de los datos a un modelo de un factor y a un modelo de dos factores, teniendo como fin conservar el que presente el ajuste más adecuado en base a sus indicadores.

Tabla 3
Análisis Factorial Exploratorio de la Escala de Procrastinación Académica

Ítem	Un factor		Dos factores				
	Carga Factorial	Comunalidad	Matriz de Configuración		Matriz de Estructura		Comunalidad
			F_1	F_2	F_1	F_2	
Ítem 1	.349	.122	.134	.386	.260	.430	.253
Ítem 2	.478	.229	.416	.124	.456	.259	.275
Ítem 5	.578	.335	.593	.009	.596	.202	.396
Ítem 6	.371	.137	.454	-.109	.418	.039	.176
Ítem 7	.669	.448	.604	.138	.649	.335	.533
Ítem 8	.393	.154	-.100	.997	.224	.965	.981
Ítem 9	.365	.133	-.057	.816	.208	.798	.680
Ítem 10	.581	.337	.637	-.049	.621	.158	.411
Ítem 11	.623	.388	.602	.068	.624	.264	.459
Ítem 12	.701	.491	.815	-.111	.779	.153	.630
Ítem 13	.604	.364	.553	.108	.588	.288	.429
Ítem 14	.573	.328	.495	.154	.545	.314	.396

Análisis factorial confirmatorio

En el modelo de dos factores, el primer factor quedó compuesto por los ítems 2, 5, 6, 7, 10, 11, 12, 13 y 14; y el segundo factor por los ítems 1, 8 y 9. En el modelo unifactorial, todos los ítems conformaron un solo factor.

El método de estimación fue el de *mínimos cuadrados no ponderados*, ya que no se asume normalidad multivariada. Se usaron los *indicadores de ajuste absoluto*

más frecuentes en investigación debido a que ninguno de ellos aporta toda la información necesaria para valorar un modelo (Hair et al., 2005; Manzano & Zamora, 2010; Schreiber, Stage, King, Nora & Barlow, 2006) tales como:

- χ^2 (chi-cuadrado): Se considera un ajuste adecuado cuando el estadístico chi-cuadrado tiene un nivel de significación asociado mayor a .05, permitiendo aceptar la hipótesis nula de que todos los errores del modelo

son nulos (Ruiz, Pardo & San Martín, 2010). No obstante, frecuentemente se ve rechazada debido que el estadístico chi-cuadrado se ve influido por el tamaño de la muestra (a mayor muestra, es más probable que se rechace la hipótesis nula; es decir, que el nivel de significación asociado al chi-cuadrado sea menor que .05). Si bien se plantea en primer lugar, se recomienda considerarlo como un índice complementario (Manzano & Zamora, 2010).

- Índice de Bondad de Ajuste (GFI) e Índice Ajustado de Bondad de Ajuste (AGFI): El GFI indica la proporción de covariación entre las variables explicada por el modelo propuesto (Ferrando & Anguiano-Carrasco, 2010). El AGFI es el GFI ajustado en base a los grados de libertad y el número de variables (Manzano & Zamora, 2010). En ambos indicadores, los valores cercanos a uno hacen referencia a un buen ajuste, pudiéndose aceptar valores a partir de .80 (Hair, et al., 2005).

- Índice de Aproximación de la Raíz de Cuadrados Medios del Error (RMSEA): Estima el error de aproximación a un modelo correcto (Ferrando & Anguiano-Carrasco, 2010). Un valor menor a .05 indica que el ajuste es bueno, incluso pueden aceptarse valores hasta .10, pero es deseable un indicador cercano a cero (Ferrando & Anguiano-Carrasco, 2010; Formiga, Rique, Camino, Mathias & Medeiros, 2011; Sánchez & Sánchez, 1998).
- Índice de la Raíz del Cuadrado Medio del Residuo (RMR): Es una medida descriptiva que indica la magnitud media de los residuales (Ferrando & Anguiano-Carrasco, 2010). Al igual que el índice anterior, un valor menor a .05 indica que el ajuste es bueno, incluso pueden aceptarse valores hasta .10 (Sánchez & Sánchez, 1998), pero es deseable un indicador cercano a cero (Formiga et al., 2011).

Tabla 4
Índices de Ajuste de los Modelos de 1 y 2 Factores de la Escala de Procrastinación Académica

Modelo	χ^2	gl	CFI	GFI	AGFI	RMR	RMSEA	IC 90% RMSEA
Unifactorial	528.47*	54	1.00	.92	.88	.11	.15	[.14 ; .16]
Bifactorial	176.3*	53	1.00	.97	.96	.064	.078	[.066 ; .091]

* $p < 0.01$

Se usó el indicador de incremento Índice de Ajuste Comparativo (CFI) porque es importante comparar de forma general el *modelo estimado* (en este caso, de un factor y de dos factores) con el *modelo nulo* que indica independencia entre las variables estudiadas (Hair et al., 2005; Manzano & Zamora, 2010). Los valores cercanos a uno indicaron en qué medida el modelo especificado es mejor que el modelo nulo. Se aceptaron los valores por encima de .80 (Hu & Bentler, 1998).

Sobre la base de los resultados, los valores obtenidos en cada uno de los modelos trabajados brindaron información del grado de ajuste de los datos, y considerándose los valores presentados anteriormente como adecuados para cada indicador, quedó descartado

el modelo de un factor, dado que el de dos factores presentó indicadores que dieron cuenta de un mejor ajuste de los datos al modelo. Además de ello, las cargas factoriales asociadas al modelo de dos factores fueron mayores a las presentadas en el modelo unifactorial, lo cual apoyó la evidencia a favor de dicho modelo. Por otro lado, los índices de modificación indicaron que no hay evidencia de errores correlacionados que de ser implementados puedan mejorar el modelo, en ambos casos.

Complementando los hallazgos presentados, la literatura previa da cuenta de la existencia de un factor, por lo cual es pertinente analizar un modelo bifactorial. Dicho modelo no convergió, por lo cual se utilizó el método exploratorio de Schmid - Leiman (Schmid & Leiman, 1957).

Tabla 5
Cargas Factoriales de la Escala de Procrastinación Académica

	CFA (un factor)		CFA (dos factores)			<i>G</i>	Transformación Schmid - Leiman				
	<i>F</i> ₁	<i>R</i> ²	<i>F</i> ₁	<i>F</i> ₂	<i>R</i> ²		<i>F</i> ₁	<i>F</i> ₂	<i>h</i> ² _{<i>G</i>}	<i>h</i> ² _{<i>F</i>}	<i>h</i> ² _{total}
Ítem 2	.43	.23	.43		.23	.264	.385	.063	.070	.152	.222
Ítem 5	.59	.33	.61		.35	.238	.547	-.006	.057	.299	.356
Ítem 6	.40	.13	.43		.15	.087	.416	-.071	.008	.178	.186
Ítem 7	.67	.46	.68		.48	.349	.559	.068	.122	.317	.439
Ítem 10	.55	.33	.57		.36	.208	.586	-.040	.043	.345	.388
Ítem 11	.59	.38	.61		.39	.290	.556	.028	.084	.310	.394
Ítem 12	.63	.47	.67		.53	.226	.748	-.079	.051	.566	.617
Ítem 13	.57	.36	.57		.36	.304	.511	.052	.092	.264	.356
Ítem 14	.58	.33	.58		.33	.319	.458	.079	.102	.216	.318
Ítem 1	.35	.13		.45	.22	.369	.130	.218	.136	.064	.201
Ítem 8	.45	.18		.99	.83	.779	-.075	.572	.607	.333	.940
Ítem 9	.42	.16		.88	.67	.647	-.038	.468	.419	.220	.639
F1			1			.412	-	-	-	-	-
F2			.34	1		.817	-	-	-	-	-

Por lo tanto, conforme a la evidencia mostrada, los factores vienen configurados tal y como se presentan en la Tabla 6.

Tabla 6
Factores de la Escala de Procrastinación Académica

Factor 1: Autorregulación académica.	
2	Generalmente me preparo por adelantado para los exámenes.*
5	Cuando tengo problemas para entender algo, inmediatamente trato de buscar ayuda.*
6	Asisto regularmente a clase.*
7	Trato de completar el trabajo asignado lo más pronto posible.*
10	Constantemente intento mejorar mis hábitos de estudio.*
11	Invierto el tiempo necesario en estudiar aun cuando el tema sea aburrido.*
12	Trato de motivarme para mantener mi ritmo de estudio.*
13	Trato de terminar mis trabajos importantes con tiempo de sobra.*
14	Me tomo el tiempo de revisar mis tareas antes de entregarlas.*
Factor 2: Postergación de actividades	
1	Cuando tengo que hacer una tarea, normalmente la dejo para el último minuto.
8	Postergo los trabajos de los cursos que no me gustan.
9	Postergo las lecturas de los cursos que no me gustan.

* Ítems que se califican en escala invertida

Confiabilidad

La confiabilidad de cada subescala se estimó mediante el alfa de Cronbach, obteniéndose un indicador de .821 (IC al 95%: .793; .847) para el factor *Autorregulación académica*, y de .752 (IC al 95%: .705; .792) para el factor *Postergación de actividades*.

La confiabilidad de los factores fue estimada mediante el coeficiente omega, obteniendo un indicador de .829 para el factor *Autorregulación académica* y de .794 para el factor *Postergación de actividades*.

Consideraciones finales

En lo que concierne a la corrección de la escala, cabe precisar algunos aspectos: El Factor 1 (*Autorregulación académica*), al corregirse en escala invertida, mientras más alto es el puntaje, la autorregulación es menor. En cuanto al Factor 2 (*Postergación de Actividades*), mientras más puntúe la persona, mayor es su tendencia a postergar.

Discusión

Fundamentalmente se plantea como objetivo realizar el análisis psicométrico de la escala con la finalidad de obtener evidencias de confiabilidad y validez que sustenten su uso en el contexto universitario.

Para ello, se comenzó con un análisis de ítems para determinar el índice de homogeneidad de cada ítem. Luego del primer análisis, no todos los reactivos superaron el límite mínimo de .20 (Likert, 1932; Hogan, 2004; Kline, 1995). Debido a que no cumplieron con ese criterio mínimo, cuatro de los 16 ítems se eliminaron. No obstante, en un segundo análisis se apreció que los 12 ítems cumplieron con ese criterio mínimo. Siendo los ítems eliminados los siguientes: *Cuando me asignan lecturas, las leo la noche anterior* (número 3), *Cuando me asignan lecturas, las reviso el mismo día de la clase* (número 4), *Raramente dejo para mañana lo que puedo hacer hoy* (número 15) y *Disfruto la mezcla de desafío con emoción de esperar hasta el último minuto para completar una tarea* (número 16).

Algunos ítems fueron eliminados debido a que lo manifestado en ellos puede considerarse una conducta habitual en los estudiantes encuestados o que no se halle

relacionada con la procrastinación académica para la muestra de estudio. Este aspecto no es concluyente debido a que las respuestas del instrumento están basadas en una muestra determinada y eso puede alterar las relaciones entre los ítems y el test, dado que el índice de homogeneidad hace referencia a que los ítems y el test van en la misma dirección, pero no que evalúen el mismo constructo. Además, durante un proceso de validación psicométrica puede verse disminuida la cantidad de ítems originales de una escala (Muñiz & Hamblenton, 1996).

En la estructura factorial mediante el análisis factorial exploratorio, la solución de un factor y de dos factores presentaron saturaciones factoriales mayores a .30 en la estructura unifactorial, y superiores a .40 en la estructura bifactorial, lo cual es un indicador, en ambos casos, de solidez a nivel factorial (Zwick & Velicer, 1986). Asimismo, con relación a la unidimensionalidad, el valor mínimo requerido es del 20% de varianza común explicada para concluir que existe (Carmines & Zeller, 1979), lo cual se cumple en ambas soluciones factoriales. Cabe mencionar que la cantidad de varianza explicada es mayor que la reportada en el estudio de adaptación (Álvarez, 2010). Inclusive es adecuado pensar, desde el punto de vista teórico, en una solución unifactorial del constructo, así como en una bifactorial, considerando dos aspectos diferenciados de un solo constructo. Ante ello, se procedió con un análisis factorial confirmatorio con el fin de comparar los indicadores de ajuste de ambas soluciones.

Con relación al análisis presentado anteriormente, si bien es cierto que para Messick (1995) el análisis factorial exploratorio es una aproximación débil a la validación del constructo, se elige inicialmente este tipo de análisis debido a que existe evidencia que aboga por dos soluciones distintas: el estudio previo de Álvarez (2010) que sugería una estructura unifactorial, y el análisis paralelo realizado en el presente trabajo que indicaba la extracción de dos factores (los que tenían además indicadores de mayor calidad psicométrica), considerando además que los resultados obtenidos en base al análisis factorial son altamente dependientes de la muestra analizada (Byrne, 2001).

En tal sentido, luego del análisis exploratorio, se considera adecuada la aplicación del análisis factorial

confirmatorio, ya que dicho procedimiento vino guiado por supuestos previos (Ferrando & Anguiano-Carrasco, 2010) y se le considera además como una aproximación fuerte a la validación de constructo (Messick, 1995; Pérez-Gil, Chacón & Moreno, 2000).

Con relación al análisis factorial confirmatorio, los resultados indican que los datos se ajustan mejor a un modelo de dos factores, aunque debe considerarse que el estadístico chi-cuadrado indica lo opuesto en ambas soluciones, y que hay investigaciones que se refieren a ese comportamiento con muestras mayores a 200 sujetos (Ruiz et al., 2010), por lo cual se tomó como fuentes de decisión los demás indicadores, sobre todo aquellos que no son sensibles al tamaño muestral como el GFI (Pérez-Gil et al., 2000).

Se estudió un modelo bifactorial mediante el método Schmid-Leiman, el cual se basa en la hipótesis jerárquica que indica que mientras todos los ítems deben cargar en el factor general, en cada factor primario solo deberían cargar los ítems importantes a dicho factor (Sandín, Chorot, Valiente, Santed & Lostao, 2004). Además, está orientado a extraer el máximo de varianza del factor de segundo orden, siendo los factores de primer orden residuales e independientes (Del Pino, Ibáñez, Bosa, Dorta & Gaos, 2012).

Los resultados indican que las cargas factoriales pertenecientes al factor general son más bajas que las que corresponden a los factores específicos, lo cual indica que el factor de segundo orden no es empíricamente importante ya que la mayor parte de la varianza es explicada por los dos factores de primer orden (52.3% y 11.9% cada uno), siendo solo el 35.8% lo explicado por el factor de segundo orden.

Con estos hallazgos se considera que los factores de la escala estudiada no son homogéneos al medir un único constructo, ante lo cual no se aconseja el uso de la puntuación total del instrumento. Este método, si bien no es un procedimiento confirmatorio, es un procedimiento altamente recomendado para fines exploratorios (Wolf & Preising, 2005).

En base a los hallazgos presentados en conjunto, los dos factores resultantes tienen relación con la teoría previa, ya que el constructo, como tal, se compone de dos factores, los cuales se manifiestan mediante acciones de postergación de actividades académicas (Factor 2: Postergación de Actividades), como en el proceso de regulación de la conducta académica (Chan, 2011; Sampaio & Bariani, 2011), aunado al uso de estrategias de aprendizaje menos eficaces (Howell & Watson, 2007) y, de acuerdo con Chan (2011), con problemas de autocontrol y organización de tiempo (Factor 1: Autorregulación Académica).

Entonces, el primero de los factores, la *autorregulación académica*, puede entenderse como un proceso activo en el que los estudiantes establecen sus objetivos principales de aprendizaje y a lo largo de este, tratan de conocer, controlar y regular sus cogniciones, motivaciones y comportamientos de cara a alcanzar esos objetivos (Valle et al., 2008), lo cual quiere decir que el aspecto más importante a considerar en los procrastinadores es su autorregulación.

Con respecto a la confiabilidad, al utilizar el coeficiente alfa de Cronbach, se observan valores adecuados tanto para la escala total como para el primer factor, *Autorregulación académica*, en vista que para Campo-Arias y Oviedo (2008) el indicador óptimo de confiabilidad está entre .80 y .90, rango en el cual se hallan también los coeficientes de confiabilidad de las demás investigaciones revisadas que usaron el instrumento (Álvarez, 2010; Chan, 2011). Cabe mencionar que el segundo factor, *postergación de actividades*, tiene un alfa de Cronbach aceptable, lo cual puede deberse a que solo cuenta con tres ítems. El coeficiente omega, además, al emplear la información factorial, brinda indicadores adecuados.

En conclusión, de acuerdo a los hallazgos presentados, la Escala de Procrastinación Académica (EPA) cuenta con propiedades psicométricas adecuadas para la obtención de evidencias de validez utilizando otras estrategias. Se apoya así su uso como instrumento de valoración de la procrastinación en ámbitos académicos, teniendo en consideración dos factores que componen dicho constructo. Debe tenerse en cuenta que los hallazgos presentados no son concluyentes debido a las

discrepancias con los estudios previos y las características de la muestra de estudio. Además, para futuras investigaciones la muestra podría ampliarse para obtener evidencias de validez convergente, considerando las correlaciones con otros constructos. Del mismo modo, debe considerarse el estudio de la influencia del fraseo negativo en la configuración factorial. Asimismo, se recomienda examinar las diferencias de acuerdo al sexo, rendimiento académico y carrera profesional, toda vez que son aspectos importantes.

Referencias

- Alonso, J. (1995). *Motivación y aprendizaje en el aula. Cómo enseñar a pensar*. Madrid: Santillana.
- Álvarez, O. (2010). Procrastinación general y académica en una muestra estudiantes de secundaria de Lima. *Persona, 13*, 159-177.
- Bui, N. (2007). Effect of Evaluation Threat on Procrastination Behavior. *Journal of Social Psychology, 147*(3), 197-209.
- Byrne, B. (2001). *Structural equation modeling with AMOS: Basic concepts, applications, and programming*. Mahwah: Lawrence Erlbaum.
- Campo-Arias, A. & Oviedo, H. (2008). Propiedades psicométricas de una escala: la consistencia interna. *Revista de Salud Pública, 10*(5), 831-839.
- Carmines, E. & Zeller, R. (1979). *Reliability and validity assessment*. London: Sage.
- Chan, L. (2011). Procrastinación académica como predictor en el rendimiento académico en jóvenes de educación superior. *Temática Psicológica, 7*(1), 53-62.
- Clariana, M., Cladellas, R., Badía, M. & Gotzens, C. (2011). La influencia del género en variables de la personalidad que condicionan el aprendizaje: inteligencia emocional y procrastinación académica. *Revista Electrónica Interuniversitaria de Formación del Profesorado, 14*(3), 87-96. Recuperado de <http://www.aufop.com>, el 09.07.13.
- Del Pino, A., Ibáñez, I., Bosa, F., Dorta, R. & Gaos, M. (2012). Modelos factoriales del Inventario de Depresión de Beck-II. Validación con pacientes coronarios y una crítica al modelo de Ward. *Psicothema, 24*(1), 127-132.
- Elosua, P. (2003). Sobre la validez de los tests. *Psicothema, 15*(2), 315-321.
- Ferrai, J. & Tice, D. (2007). Perceptions of self-autoconcept and self presentation by procrastinators: Further evidence. *The Spanish Journal Psychology, 1*, 91-96.
- Ferrando, P. J. & Anguiano-Carrasco, C. (2010). El análisis factorial como técnica de investigación en psicología. *Papeles del Psicólogo, 31*(1), 18-33.
- Formiga, N., Rique, J., Camino, C., Mathias, A. & Medeiros, F. (2011). Escala Multidimensional de Reatividade Interpessoal - EMRI: Consistência Estrutural da versão reduzida. *Revista de Psicologia - UCV, 13*(2), 188-198.
- Hair, J., Anderson, R., Tatham, R. & Black, W. (2005). *Análise Multivariada de dados*. Porto Alegre: Bookman.
- Hogan, T. (2004). *Pruebas psicológicas. Una introducción práctica*. México D.F.: Manual Moderno.
- Horn, J. (1965). A rationale and test for the number of factors in factor analysis. *Psychometrika, 30*, 179-185.
- Howell, A. & Watson, D. (2007). Procrastination: Associations with achievement goal orientation and learning strategies. *Personality and Individual Differences, 43*, 167-178.
- Hu, L. & Bentler, P. (1998). Fit indices in covariance structure modeling: Sensivity to underparameterized model misspecification. *Psychological Methods, 3*(4), 424-453.
- Klassen, R. & Kuzucu, L. (2009). Academic procrastination and motivation of adolescents in Turkey. *Educational Psychology, 29*(1), 69-81.
- Kline, P. (1995). *The handbook of psychological testing*. Londres: Routledge.
- Ledesma, R. & Molina, J. (2009). Classical Item and Test Analysis with Graphics: the ViSta-CITA Program. *Behavior Research Methods, 41*(4), 1161-1168.
- Likert, R. (1932). A Technique for the Measurement of Attitudes. *Archives of Psychology, 140*, 1-55.
- Lorenzo-Seva, U. (1999). Promin: a method for oblique factor rotation. *Multivariate Behavioral Research, 34*, 347-356.
- Lorenzo-Seva, U. & Ferrando, P. (2007). *FACTOR: A computer program to fit the exploratory factor analysis model*. University Rovira i Virgili.
- Manzano, A. & Zamora, S. (2010). *Sistema de ecuaciones estructurales: una herramienta de investigación*. México D.F.: Centro Nacional de Evaluación para la Educación Superior.
- Mas, C. & Medinas, M. (2007). Motivaciones para el estudio en universitarios. *Anales de Psicología, 23* (1), 17-24.
- Messick, S. (1995). Standards of validity and the validity of standards in performance assessment. *Educational Measurement: Issues and Practice, 15*, 5-12.
- Montero, O. & León, I. (2007). A guide for naming research studies in Psychology. *International Journal of Clinical and Health Psychology, 7*(3), 847-862.
- Muñiz, J. & Hamblenton, R. (1996). Directrices para la traducción y adaptación de los test. *Papeles del Psicólogo, 66*. Recuperado de <http://www.papelesdelpsicologo.es/vernumero.asp?id=737>
- Onwuegbuzie, A. (2004). Academic procrastination and statistics Anxiety. *Assessment and Evaluation in Higher Education, 29*(1), 3-19.

- Peñacoba, C. & Moreno, B. (1999). La escala de estresores universitarios (EEU). Una propuesta para evaluar el estrés en grupos de poblaciones específicas. *Ansiedad y Estrés*, 5(1), 61-78.
- Pérez, E. & Medrano, L. (2010). Análisis Factorial Exploratorio: Bases Conceptuales y Metodológicas. *Revista Argentina de Ciencias del Comportamiento*, 2(1), 58-66.
- Pérez-Gil, J., Chacón, S. & Moreno, R. (2000). Validez de constructo: el uso del análisis factorial exploratorio-confirmatorio para obtener evidencias de validez. *Psicothema*, 12(2), 442-446.
- Quant, D. & Sánchez, A. (2012). Procrastinación, procrastinación académica: concepto e implicaciones. *Revista Vanguardia Psicológica*, 3(1), 45-59.
- Rothblum, E. (1990). *Fear of failure: the psychodynamic need achievement, fear of success and procrastination models*. Handbook of social and evaluation anxiety. New York: Leitenbreg.
- Rothblum, E., Solomon, J. & Murakami, J. (1986). Affective, cognitive, and Behavioral differences between high and low procrastinators. *Journal of counseling psychology*, 33, 387-394.
- Ruiz, M., Pardo, A. & San Martín, R. (2010). Modelos de Ecuaciones Estructurales. *Papeles del Psicólogo*, 31(1), 34-45.
- Sampaio, R. & Bariani, I. (2011). Procrastinação acadêmica: um estudo exploratório. *Estudos Interdisciplinares em Psicologia*, 2(2), 242-262.
- Sánchez, E. & Sánchez, M. (1998). Los modelos de estructuras de covarianza como método de validación de constructo. En V. Manzano & M. Sánchez (comps.). *Investigación del Comportamiento. Innovaciones metodológicas y estrategias de docencia* (pp. 101-112). Sevilla: Instituto Psicosociológico Andaluz de Investigaciones.
- Sánchez, M., Castañeiras, C. & Posada, M. (2011). *Autoeficacia en estudiantes de psicología: Estudio de las relaciones entre autopercepción de competencias y estrategias de afrontamiento*. Ponencia presentada en el V Congreso Marplatense de Psicología.
- Sandín, B., Chorot, P., Valiente, R., Santed, M. & Lostao, L. (2004). Dimensiones de la sensibilidad a la ansiedad: evidencia confirmatoria de la estructura jerárquica. *Psicopatología y Psicología Clínica*, 9(1), 19-33.
- Schmid, J. & Leiman, J. N. (1957). The development of hierarchical factor solutions. *Psychometrika*, 22, 53-61.
- Schouwenburg, H. (2004). Procrastination in academic settings: General introduction. In H. Schouwenburg, C. Lay, P. Timothy & J. Ferrari (Eds.). *Counseling the procrastinator in academic settings*. (pp. 3-18). American Psychological Association.
- Schreiber, J., Stage, F., King, J., Nora, A. & Barlow, E. (2006). Reporting structural equation modeling and confirmatory factor analysis results: a review. *The Journal of Education Research*, 99(6), 323-337.
- Stainton, M., Lay, C. & Flett, G. (2000). Trait Procrastinators and Behavior/Trait Specific Cognitions. *Journal of Social Behavior and Personality*, 15(5), 297-312.
- Valle, A., Núñez J., Cabanach, R., González-Pienda, J., Rodríguez, S., Rosário, P., Cerezo, R. & Muñoz-Cadavid, M. (2008). Self-regulated profiles and academic achievement. *Psicothema*, 20(4), 724-731.
- Wambach, C., Hansen, G. & Brothen, T. (2001). Procrastination, Personality and Performance. *Nade Selected Conference Papers*, 7, 63-66.
- Watkins, M. (2013). Omega [programa informático]. Recuperado de <http://edpsychassociates.com/Software/Omega.zip>
- Williams, J., Stark, S. & Fost, E. (2008). The relationships among selfcompassion, motivation, and procrastination. *American Journal of Psychological Research*, 4(1), 37-44.
- Wolf, H. G. & Preising, K. (2005). Exploring item and higher order factor structure with the Schmid-Leiman solution: Syntax codes for SPSS and SAS. *Behavior Research Methods*, 37(1), 48-58.
- Young, F. W. (2003). Vista «The Visual Statistics System». [programa informático]. Recuperado de <http://forrest.psych.unc.edu/research/index.html>
- Zwick, W. & Velicer, W. (1986). Comparison of five rules for determining the number of components to retain. *Psychological Bulletin*, 99, 432-442.

* Instituto de Investigaciones de la Facultad de Psicología y Trabajo Social, Universidad Inca Garcilaso de la Vega, Perú.

** Decana de la Facultad de Psicología y Trabajo Social, Universidad Inca Garcilaso de la Vega, Perú.

*** Estudiante de pregrado de la carrera de Psicología de la Facultad de Psicología y Trabajo Social, Universidad Inca Garcilaso de la Vega, Perú.

ANEXO

EPA

A continuación encontrarás una serie de preguntas que hacen referencia a tu modo de estudiar. Lee cada frase y contesta según tus últimos 12 meses de tu vida como estudiante marcando con una X de acuerdo con la siguiente escala de valoración:

N = Nunca

CN = Casi Nunca

AV = A veces

CS = Casi siempre

S = Siempre

		N	CN	AV	CS	S
1	Cuando tengo que hacer una tarea, normalmente la dejo para el último minuto.					
2	Generalmente me preparo por adelantado para los exámenes.					
3	Cuando tengo problemas para entender algo, inmediatamente trato de buscar ayuda.					
4	Asisto regularmente a clase.					
5	Trato de completar el trabajo asignado lo más pronto posible.					
6	Postergo los trabajos de los cursos que no me gustan.					
7	Postergo las lecturas de los cursos que no me gustan.					
8	Constantemente intento mejorar mis hábitos de estudio.					
9	Invierto el tiempo necesario en estudiar aún cuando el tema sea aburrido.					
10	Trato de motivarme para mantener mi ritmo de estudio.					
11	Trato de terminar mis trabajos importantes con tiempo de sobra.					
12	Me tomo el tiempo de revisar mis tareas antes de entregarlas.					