

Análisis psicométrico de la nueva escala de procrastinación activa en estudiantes universitarios peruanos

Dominguez-Lara, Sergio*^a; Rodríguez-Sulca, Fiorela^b; Moreta-Herrera, Rodrigo^c

Artículo Original

Resumen	Abstract	Tabla de Contenido
<p>El objetivo fue realizar un análisis psicométrico de la Nueva Escala de Procrastinación Activa (NEPA). La investigación instrumental contó con la participación de 472 estudiantes (66.1% mujeres; $M_{edad} = 20.138$) de tres carreras profesionales de una universidad privada de Lima. Los resultados muestran que la estructura de cuatro dimensiones (<i>preferencia por la presión, decisión intencional, habilidad para cumplir los plazos, y satisfacción con los resultados</i>) presenta evidencia favorable (adecuados índices de ajuste, ítems con cargas factoriales moderadas y simplicidad factorial). Asimismo, la asociación bivariada entre las dimensiones del constructo y medidas de procrastinación pasiva, burnout académico, ansiedad y depresión fue significativa ($r > .20$), aunque una regresión jerárquica llevada a cabo posteriormente indicó que solo aporta varianza significativa al burnout académico ($\Delta R^2 > .10$). Por último, todos los coeficientes de confiabilidad fueron aceptables ($> .70$). Se concluye que la NEPA cuenta con evidencia psicométrica favorable en estudiantes universitarios peruanos.</p> <p><i>Palabras clave:</i> procrastinación, postergación intencional, validez, evaluación.</p>	<p>Psychometric analysis of the New Active Procrastination Scale in Peruvian college students. The objective of this research is to perform a psychometric analysis of the New Active Procrastination Scale (NAPS). The instrumental investigation included the participation of 472 students (66.1% women; $M_{age} = 20.138$) from three professional careers at a private university in Lima. The results show that the four-dimensional structure (<i>preference for pressure, intentional decision, ability to meet deadlines, and outcome satisfaction</i>) presents favorable evidence (proper adjustment indexes, items with moderate factorial loads and factorial simplicity). Furthermore, the bivariate association between the dimensions of the construct and the measures of passive procrastination, academic burnout, depression and anxiety was significant ($r > .20$), although a subsequent hierarchical regression indicated that it only provides a significant variation to academic burnout ($\Delta R^2 > .10$). Finally, all the reliability coefficients were acceptable ($> .70$). In conclusion, the NAPS have favorable psychometric evidence in Peruvian college students.</p> <p><i>Keywords:</i> procrastination, intentional delay, validity, assessment.</p>	<p>Introducción 52</p> <p>Método 57</p> <p>Diseño 57</p> <p>Participantes 57</p> <p>Instrumentos 57</p> <p>Procedimientos y responsabilidades éticas 57</p> <p>Traducción y adaptación lingüística 57</p> <p>Análisis de datos 58</p> <p>Resultados 59</p> <p>Discusión 61</p> <p>Referencias 63</p>

Recibido el 6 de agosto de 2020; Aceptado el 28 de octubre de 2020

Editaron este artículo: Tomás Caycho, Paula Abate, Sebastián Miranda y Macarena Fernández

Introducción

Procrastinación académica

La procrastinación académica (PA) se refiere a la acción de retrasar de forma voluntaria e innecesaria la ejecución de tareas en el ámbito académico por diferentes razones teniendo como

consecuencia malestar subjetivo (Domínguez-Lara, 2016). La procrastinación, y por extensión la PA, se asocia a una postergación irracional de actividades que deben realizarse (Corkin, Yu, & Lindt, 2011) y se debe fundamentalmente a un

^a Universidad de San Martín de Porres, Facultad de Ciencias de la Comunicación Turismo y Psicología, Instituto de Investigación de Psicología, Lima, Perú

^b Universidad de San Martín de Porres, Facultad de Ciencias de la Comunicación Turismo y Psicología, Escuela de Psicología, Lima, Perú

^c Pontificia Universidad Católica del Ecuador, Escuela de Psicología, Ambato, Ecuador

*Enviar correspondencia a: Domínguez-Lara, S. E-mail: sdominguezmpcs@gmail.com

Citar este artículo como: Domínguez-Lara, S., Rodríguez-Sulca, F. & Moreta-Herrera, R. (2022). Análisis psicométrico de la nueva escala de procrastinación activa en estudiantes universitarios peruanos. *Revista Argentina de Ciencias del Comportamiento*, 14(3), 52-66.

fallo en el proceso de autorregulación (Steel & Klingsieck, 2016) por lo que es dañina para la persona (Grunschel, Patrzek, & Fries, 2013) e inherentemente desadaptativa (Corkin et al., 2011), por lo que es necesaria una intervención terapéutica (van Eerde & Klingsieck, 2018).

Las consecuencias de la procrastinación están ampliamente documentadas y son, en la mayoría de los casos, contraproducentes. En el plano académico, los estudiantes que procrastinan no estiman apropiadamente el tiempo que les llevará desarrollar determinada tarea o prepararse apropiadamente para las evaluaciones, no cumplen a tiempo sus trabajos, obtienen bajas calificaciones (Kim & Seo, 2015), son más proclives a experimentar burnout académico (Mohammadipour & Rahmati, 2016) o a abandonar sus estudios (Cao, 2012; Chowdhury & Pychyl, 2018). En el plano personal, se relaciona con la ansiedad, depresión, baja autoestima y baja autoeficacia (Fernie, Bharucha, Nikcevic, Marino, & Spada, 2017; Klein et al., 2019), así como el manejo ineficaz del tiempo y evitación de dificultades (González-Brignardello & Sánchez-Elvira-Paniagua, 2013), mayor experiencia de estrés (Steel & Ferrari, 2013) y menores niveles de satisfacción con los estudios (Domínguez-Lara & Campos-Uscanga, 2017), lo que impactaría negativamente en el aprendizaje y logro académico (Cao, 2012; Moreta-Herrera, Durán-Rodríguez, & Villegas-Villacrés, 2018).

¿No es tan malo procrastinar?

Recientemente se ha propuesto un constructo denominado *procrastinación activa* (PAC), en contraposición a la *procrastinación pasiva* o la procrastinación en sentido tradicional que fue abordada anteriormente. La PAC se define como la capacidad de tomar decisiones a corto plazo, así como de organizarse y tomar en cuenta la tarea con mayor prioridad suspendiendo otras actividades, pero realizando aquellas de mayor importancia (Chu & Choi, 2005). En ese sentido, aquellas personas que procrastinan activamente presentan la suficiente autoconfianza y autonomía para ejecutar las tareas en vista que están conscientes del riesgo que supone hacerlo a último momento (Choi & Moran, 2009), ya que esta postergación permitiría a las personas contemplar con mayor detalle elementos que ayudarían a mejorar el desempeño (Abramowski, 2018). Además, a estas personas les agrada

trabajar bajo presión, manteniéndose motivados aún cerca del término del plazo brindado, y con la confianza de terminar satisfactoriamente las tareas (Chu & Choi, 2005).

La PAC presenta cuatro dimensiones (Choi & Moran, 2009; Chu & Choi, 2005). La primera se denomina *preferencia por la presión* (PP), que se refiere al gusto de la persona para trabajar sobre el límite de tiempo, incrementando su motivación en el proceso; la segunda es la *decisión intencional* (DI), que refleja la tendencia a posponer el inicio de las tareas, así como la planificación de actividades a realizar, sin horarios rígidos; la tercera es la *habilidad para cumplir los plazos* (HCP), y representa la facilidad con la que la persona finaliza de forma eficiente las tareas. Finalmente, la *satisfacción con los resultados* (SR) evalúa las actitudes de la persona sobre el trabajo realizado o el sentido de conformidad con su desempeño.

Este constructo parte del supuesto de que no todas las conductas procrastinadoras traen resultados negativos (Chu & Choi, 2005). En ese sentido, las investigaciones en universitarios indican que la PAC se asocia directamente con el aprendizaje autorregulado (Kim & Seo, 2013), y que la dimensión HCP muestra una relación directa y significativa con las dimensiones de motivación académica (Seo, 2013).

En el plano personal, la PAC se asocia con un mejor uso del tiempo, así como con el uso de estrategias de afrontamiento más adaptativas en comparación a que quienes presentan PP (Choi & Moran, 2009). Asimismo, se relaciona directamente con la satisfacción con la vida (Choi & Moran, 2009; Chu & Choi, 2005), creatividad (Liu, Pan, Luo, Wang, & Pang, 2017), autoeficacia (Chowdhury & Pychyl, 2018; Chu & Choi, 2005; Sanecka, 2022) y el bienestar psicológico (Habelrih & Hicks, 2015), y se asocia a nivel general (es decir, usando la puntuación total) inversamente con el estrés y la depresión (Chowdhury & Pychyl, 2018; Chu & Choi, 2005), aunque cabe precisar que de forma específica, es decir, a nivel de dimensiones solo se encontraron resultados en un estudio que reportó una correlación nula entre ansiedad ante exámenes y DI ($r = -.072$; Kim & Seo, 2013), y negativa con PP ($r = -.241$; Kim & Seo, 2013).

Finalmente, su asociación con la procrastinación ha mostrado evidencia disímil. Por un lado, la procrastinación y la PAC general se

asocia de forma directa (Cao, 2012), inversa (Corkin et al., 2011; Chowdhury & Pychyl, 2018; Hensley, 2014; Seo, 2013; Sanecka, 2022) o nula (Chu & Choi, 2005; Kim, Fernández, & Terrier, 2017). En cuanto a las dimensiones de la PAc, la procrastinación se asocia directamente con DI (Choi & Moran, 2009; Hensley, 2014; Kim et al., 2017) y SR (Choi & Moran, 2009; Kim et al., 2017), y negativamente con HCP (Choi & Moran, 2009; Hensley, 2014; Kim et al., 2017; Seo, 2013), PP (Kim et al., 2017), y una puntuación compuesta denominada *satisfacción con los resultados bajo presión* (SR + PP; Hensley, 2014).

En cuanto a la personalidad, las dimensiones de la PAc se relacionan positiva y significativamente con los factores *responsabilidad* (HCP), y *estabilidad emocional* (PP y HCP) (Choi & Moran, 2009; Chowdhury & Pychyl, 2018; Kim et al., 2017), mientras que en otros estudios *agradabilidad* e *inestabilidad emocional* predicen negativamente la PAc, y la *extraversión* y *responsabilidad* lo hacen de forma positiva (Zhou, 2019; 2020). Sin embargo, DI no se relacionó con *neuroticismo* ($r = .06$; Kim et al., 2017) o *estabilidad emocional* ($r = -.01$; Choi & Morán, 2009), aunque Zhou (2019) encontró en estudiantes chinos una asociación positiva, pero pequeña ($r = .22$).

Problemas con el constructo *procrastinación activa*

Pese a lo innovador del constructo PAc, algunos autores han subrayado elementos que podrían ayudar a entender mejor su naturaleza. En primer lugar, se argumenta que la PAc no cumple con las características centrales del constructo *procrastinación*, ya que además de ser una postergación no planificada también se caracteriza por presentar fallas en la conducta autorregulada (Chowdhury & Pychyl, 2018; Corkin et al., 2011) y no es algo que la persona desea hacer porque le causa malestar (Díaz-Morales, 2019). Es decir, la PAc no es irracional, a diferencia de la procrastinación propiamente dicha, en la medida que corresponde a acciones planificadas para optimizar el rendimiento en determinadas tareas, e inclusive se vincula con procesos autorregulatorios (Chowdhury & Pychyl, 2018). Adicionalmente, no causa malestar en la persona ni es desadaptativa, dado que el producto final será más satisfactorio en la medida que se corresponderá con un mejor desempeño.

En segundo lugar, algunos investigadores que abordan la PAc desde un plano empírico indican, de forma contraria al punto anterior, que el grupo de procrastinadores activos presenta en mayor grado algunas características disfuncionales en comparación con los procrastinadores y no-procrastinadores (Cao, 2012). En tercer lugar, los estudios no muestran resultados consistentes sobre su asociación con el rendimiento académico (Pinxten, De Laet, Van Soom, Peeters, & Langie, 2019) por lo que sus beneficios para el estudiante no estarían completamente establecidos (Hensley, 2014; Wessel, Bradley, & Hood, 2019) pese a que se argumente que la procrastinación no es disfuncional (Abramowski, 2018; Choi & Moran, 2009).

Por ello, una denominación más conveniente, y ajustada a la evidencia hallada, es *postergación intencional* (PI) más que de PAc (Chowdhury & Pychyl, 2018; Corkin et al., 2011; Grunschel et al., 2013) ya que se entiende que la postergación está enfocada en priorizar tareas o detenerse cuando se requiere más información para hacer un mejor trabajo (Ferrari, 2010), o también para incrementar la motivación en la actividad.

Medición de la postergación activa

Choi y Moran (2009) diseñaron la *Nueva Escala de Procrastinación Activa* (NEPA) compuesta por 16 ítems que evalúan las cuatro dimensiones ya revisadas, y sus propiedades psicométricas se analizaron en universitarios canadienses. El objetivo de la NEPA fue realizar una evaluación empírica más rigurosa de este nuevo constructo y facilitar de ese modo su integración en la literatura.

Desde su creación, diversos estudios han evaluado su modelo de medición y, en resumen, algunos estudios corroboran la estructura tetrafactorial en China (Zhou, 2019) y Brasil (Gouveia, Pessoa, Coutinho, Barros, & Fonseca, 2014), mientras que otros trabajos fusionaron dos dimensiones (SR + PP) en *satisfacción con los resultados bajo presión*, llegando así a una solución de tres factores en estudiantes estadounidenses (Hensley, 2014) y belgas (Pinxten et al., 2019). En este orden de ideas, si bien las estructuras resultantes son coherentes, existen algunos aspectos a considerar desde un punto de vista metodológico.

Con respecto a la estructura factorial, algunos estudios basados en el análisis factorial

exploratorio (Choi & Moran, 2009; Zhou, 2019) utilizaron una combinación poco recomendada en estudios psicométricos: análisis de componentes principales y rotación varimax (e.g., Watkins, 2018); las cuales omiten la asociación entre dimensiones, pueden llegar a sobreestimar la magnitud de cargas factoriales. Sobre este último parámetro, los criterios de retención de los ítems no están establecidos, y en algunos casos se consideran para la solución final ítems por debajo de .40 (Gouveia et al., 2014; Hensley, 2014; Pinxten et al., 2019), lo que sería problemático en factores con pocos ítems. Con los datos provistos en los manuscritos se calculó la varianza media extraída por factor (VME), la cual representa un promedio de la comunalidad de los ítems y es un buen indicador de la representatividad del constructo, y se espera una magnitud mínima de .50. Se encontró que la dimensión SR presenta los indicadores más bajos en tres de los cinco estudios (Tabla 1), aunque a nivel general se observa que dos estudios presentan VMEs relativamente bajas en la mayoría de sus dimensiones (Gouveia et al., 2014; Pinxten et al., 2019).

Por otro lado, todos los estudios omitieron el análisis de las cargas cruzadas, es decir, de las cargas de ítems en factores distintos al factor teórico mediante procedimientos apropiados como el análisis de simplicidad factorial (ISF; Fleming & Merino, 2005). Esto es relevante ya que normalmente se toma en consideración la carga más alta para asignar el ítem al factor dejando de lado información que podría significar una amenaza a la interpretación del constructo, sobre todo cuando se trabaja con constructos que están asociados. En este orden de ideas, hubiera sido interesante tener información sobre la posible existencia de malas especificaciones asociadas a cargas cruzadas. Una mala especificación hace referencia a la situación en la que por la presencia (sobre-parametrización) o ausencia (infra-parametrización) de un parámetro (carga factorial, correlación entre residuales, etc.) se afecte la comprensión del modelo (Sarís, Satorra, & Van der Veld, 2009).

Con los datos provistos en los respectivos manuscritos se calcularon los ISF por ítem y si bien el promedio es aceptable por factor ($> .70$; Tabla 1), un análisis individual muestra la presencia de tres (Choi & Moran, 2009; Pinxten et al., 2019), cuatro (Zhou, 2019) o hasta cinco

(Hensley, 2014) ítems complejos. Por motivos de espacio no fueron consignados en el manuscrito, pero están disponibles a solicitud del lector.

Con relación a la asociación entre factores, solo un estudio reportó las correlaciones interfactoriales (Gouveia et al., 2014), pero no interpretó apropiadamente una magnitud de .99 entre SR y PP, de lo que se infiere que, al menos en esa muestra, los dos factores representan un mismo constructo. Sumado a ello, en algunos estudios instrumentales (Hensley, 2014) y empíricos (e.g., Chowdhury & Pychyl, 2018) se usó una puntuación total, pese a que las asociaciones entre dimensiones no son lo suficientemente elevadas para pensar en un factor general.

Finalmente, la confiabilidad de las puntuaciones (coeficiente α) de cada dimensión reportada en algunos estudios instrumentales revisados (Tabla 1) muestran magnitudes relativamente bajas (Gouveia et al., 2014; Pinxten et al., 2019), y con los datos provistos en los respectivos manuscritos se calcularon los coeficientes omega (confiabilidad del constructo), mostrando magnitudes aceptables (Tabla 1).

Cabe precisar que dos estudios (Choi & Moran, 2009; Zhou, 2019) utilizaron la misma muestra para ejecutar el análisis factorial exploratorio y confirmatorio, cuando esto no es lo más recomendable (Pérez-Gil, Moscoso, & Rodríguez, 2000). Además, el tamaño muestral estuvo entre pequeño y moderado en gran parte de estos (Choi & Moran, 2009 [$n = 185$]; Gouveia et al., 2014 [$n = 216$]; Hensley, 2014 [$n = 320$]; Zhou, 2019 [$n = 185$]), excepto en uno ($n = 1605$; Pinxten et al., 2019); y es necesario mencionar que un estudio (Pinxten et al., 2019) eliminó un ítem (*Termino la mayoría de mis tareas poco antes del plazo de entrega porque elijo hacerlo*) debido a una carga factorial bastante baja en su factor teórico.

El presente estudio

La medición de la PI (antes PAc) puede ser relevante para comprender el comportamiento del estudiante, dado que el aplazamiento de tareas es algo frecuente considerando la cantidad de asignaturas que tienen cada semestre académico, así como la dificultad inherente a cada una de ellas. Asimismo, si bien existen cuestionamientos teóricos sobre la PAc, dado que es incompatible hablar de racionalidad y de procrastinación de

forma simultánea, se decidió en este estudio asumir como constructo la PI dado que, en esencia, se aproxima más a lo que evalúa la NEPA.

Por ello, el objetivo de la presente investigación fue analizar las propiedades psicométricas de la NEPA: evidencias de validez basadas en su estructura interna, por su asociación con otras variables, y la confiabilidad. Para examinar las evidencias de validez respecto a su estructura interna, se optó por un *modelamiento exploratorio de ecuaciones estructurales* (ESEM; Asparouhov & Muthén, 2009). Con relación a su asociación con otras variables, se analizó si las dimensiones de la PI aportan varianza relevante cuando se analiza la influencia de la procrastinación sobre el burnout académico, ansiedad y depresión, en vista de que cuando se postergan las tareas de forma irracional y poco regulada, se espera que exista una mayor carga de labores que agote emocionalmente al estudiante (Mohammadipour & Rahmati, 2016), lo que conlleve a su vez a un malestar emocional (Fernie et al., 2017; Klein et al., 2019; Steel & Ferrari, 2013). Por último, la confiabilidad se analizó desde las puntuaciones y el constructo.

El estudio de justifica desde el plano teórico dado que permitirá explorar el comportamiento del constructo tanto desde el punto de vista de su medición, como desde la asociación con otras variables relevantes a su red nomológica (e.g., procrastinación). Desde el punto de vista práctico, responde a la necesidad de contar con una medida del constructo PI en vista que no se cuenta con una versión en español disponible para su uso en América Latina. Adicionalmente, contar con información sobre la PI permitirá comprender, en mayor medida, las conductas dilatorias de los estudiantes universitarios considerando el enfoque *positivo* que le imprime este constructo a esas acciones. Sobre el plano metodológico, además las aplicaciones de técnicas de vanguardia (e.g., ESEM) que permitirán conocer un panorama de sus características métricas en vista que en los estudios psicométricos previos fueron empleados métodos de análisis poco convencionales (e.g., análisis de componentes principales) o no se analizaron algunos aspectos relevantes para comprender la estructura interna de la escala (e.g., simplicidad factorial).

Tabla 1.

Reporte de confiabilidad (puntuaciones y constructo) y simplicidad factorial en estudios instrumentales de la NEPA

	Choi y Moran (2009)	Gouveia et al. (2014)	Hensley (2014)	Zhou (2019)	Pinxten et al. (2019)
<i>Satisfacción con los resultados</i>					
α	.83	.66	.81	.71	.81
ω	.84	.67	.74	.75	.82
VME	.57	.35	.27	.44	.38
ISF _{promedio}	.82	-	.72	.65	.90
<i>Preferencia por la presión</i>					
α	.82	.72	-	.79	-
ω	.83	.71	-	.83	-
VME	.55	.39	-	.54	-
ISF _{promedio}	.77	-	-	.82	-
<i>Decisión intencional</i>					
α	.70	.61	.75	.71	.66
ω	.78	.64	.72	.80	.71
VME	.47	.32	.42	.50	.48
ISF _{promedio}	.82	-	.78	.81	.78
<i>Habilidad para cumplir los plazos</i>					
α	.70	.73	.85	.76	.58
ω	.80	.73	.79	.80	.55
VME	.49	.41	.50	.49	.24
ISF _{promedio}	.85	-	.87	.82	.81

Nota. VME = varianza media extraída; ISF = índice de simplicidad factorial

Hipótesis

Se espera que una estructura factorial de cuatro dimensiones (hipótesis 1), así como que las

dimensiones de la PI se asocien negativamente con el burnout académico, ansiedad y depresión (hipótesis 2) y expliquen varianza relevante de

estas variables en presencia de la procrastinación (hipótesis 3). Finalmente, que la confiabilidad de puntuaciones y del constructo de cada dimensión sea aceptable ($> .70$; hipótesis 4).

Método

Diseño

El estudio responde a un diseño instrumental (Ato, López, & Benavente, 2013) en vista que el objetivo principal fue analizar las evidencias psicométricas de la NEPA: evidencias de validez por el análisis de su estructura interna y relación con otras variables, y confiabilidad.

Participantes

Se evaluaron 472 estudiantes de una universidad privada ubicada en Lima Metropolitana de quienes cursaban tres carreras profesionales (Ciencias de la Comunicación: 47.5%; Turismo y Hotelería: 26.7%; Psicología: 25.8%), la mayoría entre segundo y quinto ciclo (66.1%). Los dos tercios fueron mujeres (66.1%), y las edades oscilaron entre 16 y 50 años ($M_{edad} = 20.138$; $DE_{edad} = 2.758$; 96% entre 17 y 25 años), la mayoría solteros (98.1%) y sin actividad laboral (75.6%).

Instrumentos

Nueva Escala de Procrastinación Activa (NEPA). Es un autoinforme desarrollado por Choi y Moran (2009) que está orientado a la evaluación multidimensional de la PI (*preferencia por la presión, decisión intencional, habilidad para cumplir los plazos, y satisfacción con los resultados*) con 16 ítems escalados en un formato Likert de siete opciones de respuesta que van desde *muy en desacuerdo* (1) a *muy de acuerdo* (7). Los ítems de todas las dimensiones, excepto de *decisión intencional*, están en escala invertida.

Escala de Procrastinación Pasiva (EPP). Es un autorreporte propuesto por Chu y Choi (2005) que evalúa la procrastinación de forma unidimensional con seis ítems (el primero de ellos, inverso) escalados en un formato Likert de siete opciones de respuesta que van desde *nada cierto* (1) a *muy cierto* (7). La versión original fue traducida al español en el presente estudio.

Escala de Cansancio Emocional (ECE). Escala adaptada por Fontana (2011), la ECE evalúa de forma unidimensional el burnout académico con 10 ítems escalados en formato Likert con cinco opciones de respuesta (desde

raras veces [1] hasta *siempre* [5]). Se usó la versión adaptada al Perú (Dominguez-Lara, Fernández-Arata, Manrique-Millones, Alarcón-Parco, & Díaz-Peñaloza, 2018), y con los datos del presente estudio la confiabilidad fue aceptable ($\alpha = .871$, IC 95% .847 - .891).

Patient Health Questionnaire-2 (PHQ-2). Fue creada por Kroenke, Spitzer, y Williams (2003) para explorar los aspectos centrales emocionales y cognitivos vinculados con la depresión (desánimo, desesperanza, displacer y desinterés en las cosas) con dos ítems ordinales de cuatro puntos (desde *Para nada* [0] hasta *Casi todos los días* [3]). Se utilizó la versión adaptada al español de Perú aplicada en estudios previos con estudiantes peruanos (Dominguez-Lara, 2017). Con los datos del presente estudio obtuvo indicadores favorables de confiabilidad ($\alpha = .771$, IC 95%: .732 - .805).

Generalized Anxiety Disorder Scale-2 (GAD-2). Fue elaborada por Kroenke, Spitzer, Williams, Monahan, y Lowe (2007) para la medición de aspectos centrales de la ansiedad generalizada tanto a nivel emocional como cognitivo (sentimiento de estar nervioso y preocupación), los cuales están escalados en formato Likert (desde *Para nada* [0] hasta *Casi todos los días* [3]). Se utilizó la versión adaptada al español de Perú aplicada en estudios previos con estudiantes peruanos (Dominguez-Lara, 2017). En la presente investigación obtuvo indicadores favorables de confiabilidad ($\alpha = .818$, IC 95%: .786 - .846).

Procedimiento y responsabilidades éticas

El presente trabajo se enmarca en un proyecto de investigación aprobado por la universidad de los autores, el cual se llevó a cabo siguiendo las directrices de la declaración de Helsinki y del código de ética del Colegio de Psicólogos del Perú (2017). Las aplicaciones en las aulas se realizaron de forma coordinada con las autoridades de cada Escuela Académica Profesional, docentes y estudiantes, a quienes se les presentó un consentimiento informado.

Traducción y adaptación lingüística

La traducción de la NEPA y de la EPP fue un proceso ordenado siguiendo las recomendaciones de la literatura especializada (e.g., Muñiz, Elosua, & Hambleton, 2013) a fin de reflejar en la traducción de los ítems la esencia del enunciado en su versión original. Primero, se solicitó la

autorización al autor de la escala para traducirla al español. Posteriormente, se entregó el protocolo (instrucciones e ítems) a seis profesionales peruanos (tres psicólogos y tres profesionales de la traducción) con dominio del idioma inglés. Luego de ello, se sistematizaron las versiones obtenidas por los autores, y para complementar el trabajo realizado se contactó una psicóloga investigadora con dominio del idioma inglés (con doctorado en Estados Unidos).

El objetivo fue lograr una equivalencia semántica (mismo significado de las palabras), idiomática (uso coloquial del lenguaje), experiencial (que la esencia del ítem sea similar entre versiones) y conceptual (que se denomine de forma similar las circunstancias, cosas, etc.; Gjersing, Caplehorn, & Clausen, 2010). Finalmente, la versión resultante se presentó a un total de 20 estudiantes universitarios (12 mujeres) quienes evaluaron la claridad y comprensión de los ítems mediante un proceso de entrevista (*reflexión hablada*), lo que motivó ajustes mínimos respecto al contenido de los ítems. De este modo se obtuvo la versión experimental de la NEPA y la EPP en español, la cual está disponible escribiendo al autor corresponsal.

Análisis de datos

El análisis de la normalidad univariada por ítem se realizó con base en la magnitud de asimetría y curtosis, esperando valores entre -2 y +2. Por otro lado, la normalidad multivariada se valoró con la magnitud del coeficiente de Mardia (< 70).

En cuanto a las evidencias de validez con relación a la estructura interna, se analizó el único modelo de medición disponible para la Escala de Procrastinación Pasiva (unidimensional; Chu & Choi, 2005) dado que es una escala recurrente en los estudios de validación de la misma que es objeto de este manuscrito, y tres modelos de medición para la NEPA, uno de cuatro factores (Choi & Moran, 2009, Zhou, 2019) y dos modelos de tres factores (Hensley, 2014; Pinxten et al., 2019). Adicionalmente, se evaluó un modelo bifactor, es decir, la consideración de un factor general que explique la varianza de todos los ítems y que justifica la presencia de una puntuación total, en vista que en diversos estudios se asume esta situación (Choi & Moran, 2009; Chowdhury & Pychyl, 2018; Corkin et al., 2011; Hensley, 2014).

La EPP fue evaluada mediante un análisis factorial unidimensional, y la NEPA se analizó mediante el moldeamiento exploratorio de ecuaciones estructurales (ESEM, Asparouhov & Muthén, 2009). En ambos casos se procedió con el método de estimación WLSMV con base en la matriz de correlaciones policóricas, porque se trata de variables ordinales y no se cumple satisfactoriamente con el supuesto de normalidad multivariada. Para el ESEM se consideró una rotación *target* oblicua ($\epsilon = .5$; Asparouhov & Muthén, 2009) que consiste en estimar libremente los ítems que pertenecen teóricamente al factor y especificar los demás como cercanos a cero (~ 0). Se utilizó el programa Mplus v.7 (Muthén & Muthén, 1998-2015). La valoración de los modelos se llevó a cabo según diversos criterios.

En primer lugar, tanto para la EPP como para la NEPA, se consideraron los índices de ajuste CFI (>.90), RMSEA (límite superior del intervalo de confianza <.10; West, Taylor, & Wu, 2012) y la WRMR (< 1). En segundo lugar, para la NEPA, para la conservación de ítems se llevó a cabo un enfoque exploratorio con diferentes criterios: se espera que el ítem tenga una carga factorial mínima de .50 en el factor teórico (Domínguez-Lara, 2018) y que el Índice de Simplicidad Factorial (ISF; Fleming & Merino, 2005) sea mayor que .70 (Domínguez-Lara & Merino-Soto, 2018a). La evaluación del modelo bifactor consideró, además de los índices de ajuste, la magnitud del omega jerárquico ($\omega_h > .70$) y de la varianza común explicada por el factor general (ECV > .60) como indicadores de unidimensionalidad (Rodríguez, Reise, & Haviland, 2016) y, en consecuencia, del uso de una puntuación total.

En tercer lugar, se implementó un procedimiento para analizar la diferenciación entre dimensiones, el cual consiste en comparar la *varianza media extraída por factor* (VME), que representa el promedio de las comunalidades de los ítems ($VME > .50$), con el cuadrado de la correlación interfactorial (ϕ^2) el cual representa la varianza compartida entre factores. De este modo, si la AVE es mayor que ϕ^2 , es posible concluir que los factores se encuentran diferenciados.

En cuarto lugar, y solo para la EPP, se cuantificó la cantidad de malas especificaciones (Saris et al., 2009) que estuvieron asociadas a residuales correlacionados con un módulo *ad hoc* (Domínguez-Lara & Merino-Soto, 2018b).

En cuanto a las evidencias de validez por su

asociación con otras variables, se analizó la asociación de la procrastinación y la PI con el burnout académico, ansiedad y depresión. Inicialmente, se evaluaron correlaciones bivariadas cuya magnitud mayor que .20 se consideró significativa. Posteriormente, para determinar la contribución de la PI sobre el burnout académico, ansiedad y depresión luego que la procrastinación haya sido incorporada en el análisis se implementó una regresión jerárquica. En este caso, se consideró a la procrastinación para predecir el burnout académico, ansiedad y depresión (por separado) debido a la evidencia encontrada en estudios previos, luego de lo cual se añadieron las dimensiones de la PI, cuya validez incremental se evaluó. Se considera que la influencia de los predictores es significativa si $R^2 > .04$ y $\beta > .20$, y luego de introducir las dimensiones de la PI al análisis, se evaluó su impacto sobre el burnout académico, ansiedad y depresión, es decir, la variación en el R^2 (o la varianza explicada por los predictores) siendo aceptable un incremento entre .10 y .30.

Finalmente, con relación a la evaluación de la confiabilidad con métodos de consistencia interna, se valoró el coeficiente α con intervalos de confianza ($> .70$), correlación inter-ítem promedio ($r_{ij} > .40$), coeficiente $\alpha_{ordinal}$ ($> .70$), y coeficiente ω ($> .70$).

Resultados

Análisis preliminar: normalidad

La magnitud de la asimetría y curtosis ($< |2|$) fue aceptable para todos los ítems, lo que da cuenta de un acercamiento razonable a la normalidad univariada. Asimismo, la normalidad multivariada, la EPP presentó un coeficiente de Mardia adecuado ($G2 = 10.500$; 5 ítems: $G2 = 7.728$), y si bien la NEPA en un principio excedió el límite ($G2 = 92.953$), luego de la posterior eliminación de dos ítems se acercó más a 70 (14 ítems: $G2 = 73.212$).

Análisis preliminar: Escala de Procrastinación Pasiva

Los índices de ajuste iniciales para la EPP fueron parcialmente favorables (CFI = .961; RMSEA = .144 [IC 90% .119 - .171]; WRMR =

0.900), y fueron detectadas cuatro malas especificaciones asociadas a residuales correlacionados ($\phi_{1,2}$; $\phi_{1,3}$; $\phi_{3,2}$; $\phi_{1,4}$), y dado que en tres de ellas estaba involucrado el ítem 1, se eliminó ese ítem. Luego de ello, los índices de ajuste mejoran sustancialmente (CFI = .987; RMSEA = .107 [IC 90% .073 - .144]; WRMR = .559), y su confiabilidad es aceptable ($\omega = .828$; $\alpha = .796$ [IC 95% .760 - .827]; $r_{ij} = .494$).

Evidencias de validez: estructura interna de la NEPA

Con relación a la NEPA, se valoró el modelo original de cuatro dimensiones (M1), así como dos modelos alternativos de tres dimensiones, uno de 15 ítems (M2; Pinxten et al., 2019) y otro con los 16 ítems (M3; Hensley, 2014). Los modelos de tres factores tuvieron ajuste deficiente (M2: CFI = .913; RMSEA = .124 [IC 90% .114 - .134]; WRMR = 1.113; M3: CFI = .916; RMSEA = .113 [IC 90% .104 - .122]; WRMR = 1.113), mientras que el original fue mejor (M1: CFI = .966; RMSEA = .079 [IC 90% .069 - .090]; WRMR = .712).

La exploración a nivel de ítem indicó que dos ítems son complejos (ítem 5: *Es realmente una tortura para mí trabajar con plazos muy cercanos*; ISF = .477, $\lambda_{F1} = .298$, $\lambda_{F2} = .331$; ítem 12: *Termino la mayoría de mis tareas poco antes del plazo de entrega porque elijo hacerlo*; ISF = .424, $\lambda_{F3} = .292$, $\lambda_{F4} = .262$), por lo que se decidió eliminarlos. Este cambio trajo consigo modificaciones en los índices de ajuste, que aún están en el rango de lo aceptable (CFI = .966; RMSEA = .094 [IC 90% .081 - .107]; WRMR = .682), mientras que todos los ítems obtuvieron ISF mayores que .70, cargas factoriales moderadas a altas ($> .50$) y VME adecuadas ($> .50$) en tres de cuatro factores (Tabla 2). Finalmente, la diferenciación entre factores fue adecuada en la medida que la varianza compartida entre factores es menor que la VME de cada factor (Tabla 3). Para el caso del modelo bifactor los índices de ajuste fueron mejores (CFI = .981; RMSEA = .081 [IC 90% .067 - .096]; WRMR = .478), pero el factor general de PI no es lo suficientemente fuerte (ECV = .432; $\omega_H = .539$). En ese sentido, la hipótesis 1 recibe respaldo.

Tabla 2.
Parámetros factoriales de la NEPA

	F1	F2	F3	F4	ISF
F1: Satisfacción con los resultados					
Ítem 1	.532	.020	.042	.254	.765
Ítem 2	.681	.022	-.001	.151	.937
Ítem 3	.615	.016	-.057	-.058	.976
Ítem 4	.527	.016	.011	-.279	.736
F2: Preferencia por la presión					
Ítem 6	.013	.693	-.063	-.03	.986
Ítem 7	.05	.819	-.039	.005	.992
Ítem 8	.015	.744	.100	.108	.949
F3: Decisión intencional					
Ítem 9	.032	-.247	.541	.076	.764
Ítem 10	.159	.054	.668	-.169	.851
Ítem 11	-.134	.118	.938	.040	.951
F4: Habilidad para cumplir los plazos					
Ítem 13	.144	.165	-.116	.546	.773
Ítem 14	.092	-.036	.091	.773	.961
Ítem 15	.008	.021	-.085	.728	.981
Ítem 16	-.065	.035	-.02	.865	.990
VME	.351	.568	.540	.544	
F1	1	.347	.042	.108	
F2	.589	1	.057	.161	
F3	-.206	-.239	1	.053	
F4	.329	.401	-.23	1	

Nota. ISF = índice de simplicidad factorial; VME = Varianza media extraída; debajo de la diagonal = correlación interfactorial (ϕ); sobre la diagonal = varianza compartida entre factores (ϕ^2)

Evidencias de validez: asociación con otras variables de la NEPA

Existe una asociación significativa entre las dimensiones de la PI y la *procrastinación*, aunque con *decisión intencional* es directa. Del mismo

modo, el *burnout académico*, ansiedad y depresión se relacionaron negativamente con las dimensiones de la PI, excepto con *decisión intencional* (Tabla 3). Estos resultados apoyan la hipótesis 2

Tabla 3.
Correlaciones bivariadas

	1	2	3	4	5	6	7
1. Procrastinación	-						
2. Satisfacción con los resultados	-.180	-					
3. Preferencia por la presión	-.229	.470	-				
4. Decisión intencional	.174	-.159	-.221	-			
5. Habilidad para cumplir los plazos	-.520	.355	.408	-.237	-		
6. Ansiedad	.248	-.176	-.258	.106	-.326	-	
7. Depresión	.237	-.101	-.141	.098	-.332	.453	-
8. Burnout académico	.352	-.231	-.357	.046	-.421	.568	.438

En cuanto a la regresión jerárquica, en ambos casos la procrastinación predice de forma significativa el *burnout académico*, ansiedad y depresión ($\beta > .20$; $R^2 > .04$), y al introducir las dimensiones de la PI, PP y HCP explican varianza

relevante del *burnout académico* ($\Delta R^2 > .10$), pero el cambio de la varianza explicada no fue significativo para ansiedad y depresión (Tabla 4). Estos hallazgos apoyan parcialmente la hipótesis 3.

Tabla 4

Análisis de regresión jerárquica en la predicción del burnout académico, ansiedad y depresión

	Burnout académico		Ansiedad		Depresión	
	β paso 1	β paso 2	β paso 1	β paso 2	β paso 1	β paso 2
Paso 1						
Procrastinación	.352		.248		.237	
Paso 2						
Procrastinación		.183		.104		.086
Satisfacción con los resultados		-.012		-.017		.026
Preferencia por la presión		-.229		-.139		-.011
Decisión intencional		-.097		.006		.016
Habilidad para cumplir los plazos		-.253		-.207		-.288
R ² (corregido)	.122	.244	.059	.123	.054	.107
ΔR^2		.128		.071		.061

Confiabilidad

En lo que respecta a la confiabilidad de las puntuaciones (coeficiente α) y r_{ij} , las estimaciones puntuales fueron aceptables excepto en SR,

mientras que la confiabilidad de constructo, tanto el $\alpha_{ordinal}$ como el ω , de tres dimensiones fueron mayores que .70 (Tabla 5). Todo lo anterior, brinda evidencia favorable a la hipótesis 4.

Tabla 5

Confiabilidad de puntuaciones y de constructo de la NEPA

	Satisfacción con los resultados	Preferencia por la presión	Decisión intencional	Habilidad para cumplir los plazos
Confiabilidad de las puntuaciones				
α	.643	.796	.715	.826
IC 95%	.587 - .693	.760- .827	.668 - .757	.795 - .853
r_{ij}	.311	.565	.455	.543
Confiabilidad del constructo				
$\alpha_{ordinal}$.678	.795	.748	.815
Ω	.681	.797	.769	.823

Nota. α = coeficiente alfa; IC = intervalo de confianza; r_{ij} = correlación inter-ítem promedio; α ordinal = coeficiente alfa ordinal; ω = coeficiente omega

Discusión

El estudio de la postergación intencional es un área de investigación que está tomando relevancia en diversos contextos, por lo que el estudio psicométrico de su medición es un paso necesario. Por tal motivo, se llevó a cabo un estudio instrumental donde se ejecutaron diversos análisis estadísticos a fin de poner a prueba hipótesis asociadas a evidencias de validez y confiabilidad de la NEPA.

De forma preliminar se analizó la estructura interna de la EPP, y el ítem 1 se mostró problemático en la medida que su presencia interfería con la correcta medición de la PP al explicar varianza ajena al constructo por medio de la asociación de su residual con el de otros ítems.

Por estos motivos fue eliminado, sin embargo, al ser este el primer estudio que emplea la EPP, es necesaria mayor evidencia para consolidar esta decisión.

En cuanto a la primera hipótesis, la estructura interna de cuatro dimensiones recibió respaldo, lo que indica que la configuración del constructo multidimensional se ajusta a las características poblacionales del estudiante peruano, en comparación con los modelos de tres dimensiones (Hensley, 2014; Pinxten et al., 2019), los cuales fusionan SR y PP, lo que da a comprender que en la muestra de estudiantes peruanos estos funcionan como constructos separados. Adicionalmente, las cargas factoriales y la VME evidencian que los constructos están bien representados en estudiantes peruanos, aunque en la dimensión SR estos indicadores

fueron menores que las otras dimensiones. En comparación con otros estudios, las VMEs fue modesta para el caso de SR (Gouveia et al., 2014; Hensley, 2014; Pinxten et al., 2019), mientras que las adaptaciones de Brasil (Gouveia et al., 2014) y Bélgica (Pinxten et al., 2019) mostraron las VME más bajas en la mayoría de sus dimensiones. Un aspecto que no se evaluó en los otros trabajos fue la simplicidad factorial, la cual evalúa el grado en que un ítem es influido preferentemente por un solo constructo (Fleming & Merino, 2005), por lo que la presencia de ítems complejos, así como la ausencia del reporte de las correlaciones interfactoriales en más de un estudio (Choi & Moran, 2009; Hensley, 2014; Pinxten et al., 2019; Zhou, 2019), no posibilita una lectura completa de la estructura interna y, en consecuencia, las interpretaciones realizadas en otros manuscritos empíricos podrían estar sesgadas. En ese sentido, la complejidad observada en el ítem 5 (*Es realmente una tortura para mi trabajar con plazos muy cercanos*) que hace que tenga carga factorial similar en los factores *satisfacción con los resultados* y *preferencia por la presión* haría referencia a que el agrado por trabajar bajo presión implica tener la confianza de obtener resultados satisfactorios, lo que sería indivisible al menos en la muestra de estudio. Del mismo modo, el ítem 12 (*Termino la mayoría de mis tareas poco antes del plazo de entrega porque elijo hacerlo*) presenta un panorama similar entre los factores *decisión intencional* y *habilidad para cumplir los plazos*, dado que el contenido del ítem refleja ambos aspectos. En ambos casos, la complejidad factorial evidente y la magnitud de las cargas factoriales motivaron su eliminación. Sin embargo, y de forma similar a la EPP, es necesario replicar estos procedimientos en muestras independientes para consolidar las decisiones.

Además de lo mencionado, existieron casos en los que solo se considera una puntuación total de PI asociada a la presencia de un factor general sin evidencia empírica que apoye ese procedimiento (Cao, 2012; Chowdhury & Pychyl, 2018; Corkin et al., 2011), como se pudo corroborar en este manuscrito.

Las hipótesis referidas a la asociación con otras variables brindan evidencia de interés. Inicialmente, las relaciones bivariadas mostraron asociación directa entre la DI de la PI y la *procrastinación* coincide con algunos hallazgos

previos (Choi & Moran, 2009; Hensley, 2014; Kim et al., 2017), así como la asociación inversa de la *procrastinación* con la HCP (Choi & Moran, 2009; Hensley, 2014; Kim et al., 2017; Seo, 2013) y la PP (Kim et al., 2017), de lo que se infiere que el mecanismo de postergación se vincula a ambos constructos (*procrastinación* y PI), pero en el caso de la PI, la confianza y agrado por el trabajo bajo presión se configura como un factor protector para obtener resultados a la altura de las expectativas y sentirse satisfechos con esto. Luego, se apreció un patrón correlacional opuesto entre la *procrastinación* y las dimensiones de la PI con las variables criterio, es decir, que mientras que la primera se asocia positivamente con indicadores de ansiedad y depresión, la PI lo hace negativamente, excepto con la DI, cuya asociación es nula con todas esas variables (hipótesis 2). Estos resultados coinciden con gran parte de la literatura que asocia la *procrastinación* con la ansiedad y depresión y consecuencias negativas en el plano académico (Fernie et al., 2017; González-Brignardello & Sánchez-Elvira-Paniagua, 2013; Grunschel et al., 2013; Klein et al., 2019; Steel & Ferrari, 2013), así como en las relaciones inversas de dichas variables con las dimensiones de la PI (e.g., Chu & Choi, 2005). Así, se cumple la premisa de que la PI está asociada inversamente con aspectos negativos o disfuncionales. Esto puede enfatizar que la PI podría formar parte de un proceso de regulación del aprendizaje (Sundaramoorthy, 2018) para mejorar el proceder académico, la organización y la jerarquización de actividades. Los elementos motivacionales, el gusto por la presión que genera la actividad, el manejo del tiempo y otras puedan incidir en el que ciertas personas hagan uso de al PI y que puedan beneficiarse de la misma. Sin embargo, este uso requiere que habilidades cognitivas, emocionales y conductuales de respuesta rápida se encuentren desarrollados para su ejecución. En este aspecto, los procesos activadores (*arousal*) como respuesta al trabajo requerirán de ciertos niveles de dominio y manejo (de Palo, Monacis, Miceli, Sinatra, & Di Nuovo, 2017; Przepiórka, Błachnio, & Siu, 2019).

En este orden de ideas, las dimensiones de la PI influyeron significativamente sobre el *burnout académico*, pero no sobre la ansiedad o depresión (hipótesis 3). Esto podría asociarse al enfoque de las evaluaciones, ya que el *burnout académico* se asocia más al ámbito universitario,

al igual que la medida de PI, mientras que la ansiedad o depresión se evalúan de forma general. Otro aspecto a considerar es que DI no tendría incidencia en el aspecto emocional de la persona, es decir, que independientemente del motivo (racional) por el cual el estudiante postergue la tarea, si es una acción planificada el proceso no tendrá una carga emocional desagradable para él. Este último aspecto no pudo ser contrastado con solvencia considerando la evidencia previa debido a que muchos de los estudios que midieron la ansiedad, depresión o similares consideraron la PAc como un constructo general (Chowdhury & Pychyl, 2018; Chu & Choi, 2005), y cuando se abordó el análisis a nivel de dimensiones se encontró que la asociación de DI con neuroticismo (Kim et al., 2017) y estabilidad emocional (Choi & Morán, 2009) fue nula, y solo un trabajo la asoció con ansiedad ante exámenes, con resultados similares (Kim & Seo, 2013), aunque Zhou (2019) encontró en estudiantes chinos una asociación positiva, lo que abre las puertas para un estudio intercultural del constructo.

En cuanto a la confiabilidad, las magnitudes halladas indican que las dimensiones de la PI podrían aportar una medición con precisión aceptable. En comparación con los demás estudios instrumentales, se puede afirmar que los hallazgos en estudiantes peruanos son promisorios, dado que superan a otros estudios en la magnitud de los coeficientes de confiabilidad (Gouveia et al., 2014; Pinxten et al., 2019), aunque es una constante en todos los trabajos que la dimensión DI presente coeficientes de confiabilidad en el límite de lo aceptable.

Destacan algunas repercusiones a nivel práctico de estos resultados. La principal es que se puede contar con una versión en español de una escala que se hallaba en otros idiomas, siendo lo más cercano al contexto latinoamericano la versión brasileña (Gouveia et al., 2014). Del mismo modo, la evaluación de la PI podría ser un complemento necesario para las medidas de procrastinación disponibles, a fin de que toda postergación de actividades no sea asociada automáticamente con la *procrastinación*, ya que de ese modo se podrían delimitar mejor los perfiles de los estudiantes evaluados.

El estudio presentó algunas limitaciones. La primera, es que no fue posible realizar un estudio de invarianza de medición según sexo

dado que la cantidad de hombres evaluados no llegó al número mínimo recomendado de 200 personas por grupo (Pendergast, von der Embse, Kilgus, & Eklund, 2017). La segunda, solo se consideraron estudiantes de una institución privada, por lo que la aplicación del constructo solo respondería a este contexto específico. Sin embargo, también es posible destacar algunas fortalezas. En primer lugar, se evaluó estudiantes de diversas carreras, lo que reduce de forma significativa el sesgo asociado a la evaluación exclusiva de estudiantes de psicología dado que estos últimos conocen en mayor medida los constructos psicológicos y podrían enfocar sus respuestas desde un punto de vista de la deseabilidad social. En segundo lugar, el tamaño muestral es mayor que el de gran parte de los estudios instrumentales revisados (Choi & Moran, 2009; Gouveia et al., 2014; Hensley, 2014; Zhou, 2019). En tercer lugar, la aplicación de métodos estadísticos más potentes (e.g., ESEM) aunados a otras estrategias más específicas (e.g., ISF) permitió evaluar diversos modelos de medición de la NEPA disponibles en la literatura, así como probar modelos nuevos (e.g., bifactor), y ayudó a superar algunas limitaciones observadas en los estudios antecedentes.

Dicho lo anterior, se puede concluir que la NEPA cuenta con una estructura interna sólida de cuatro dimensiones, asociaciones congruentes con variables teóricamente relevantes, así como indicadores de confiabilidad dentro de los límites aceptables. No obstante, es recomendable replicar el estudio en una muestra independiente a fin de brindar mayor solidez a la escala, considerando que el estudio psicométrico de cualquier instrumento de medición es un proceso continuo y no puede estar enmarcado en un solo reporte.

Referencias

- Abramowski, A. (2018). Is procrastination all that "bad"? A qualitative study of academic procrastination and self-worth in postgraduate university students. *Journal of Prevention & Intervention in the Community, 46*(2), 158-170. doi: 10.1080/10852352.2016.1198168
- Asparouhov, T., & Muthén, B. (2009). Exploratory structural equation modeling. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal, 16*(3), 397-438. doi: 10.1080/10705510903008204
- Ato, M., López, J., & Benavente, A. (2013). Un sistema de clasificación de los diseños de investigación en

- psicología. *Anales de Psicología*, 29(3), 1038-1059. doi: 10.6018/analesps.29.3.178511
- Cao, L. (2012). Examining 'active' procrastination from a self-regulated learning perspective. *Educational Psychology*, 32(4), 515-545. doi: 10.1080/01443410.2012.663722
- Choi, J. N., & Moran, S. V. (2009). Why not procrastinate? Development and validation of a new active procrastination scale. *The Journal of Social Psychology*, 149(2), 195-211. doi: 10.3200/SOCP.149.2.195-212
- Chowdhury, S. F., & Pychyl, T. A. (2018). A critique of the construct validity of active procrastination. *Personality and Individual Differences*, 120, 7-12. doi: 10.1016/j.paid.2017.08.016
- Chu, A. H. C., & 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
- Colegio de Psicólogos del Perú (2017). *Código de ética y deontología*. Recuperado de: https://www.cpsp.pe/documentos/marco_legal/codigo_de_etica_y_deontologia.pdf
- Corkin, D. M., Yu, S. L., & Lindt, S. F. (2011). Comparing active delay and procrastination from a self-regulated learning perspective. *Learning and Individual Differences*, 21(5), 602-606. doi: 10.1016/j.lindif.2011.07.005
- de Palo, V., Monacis, L., Miceli, S., Sinatra, M., & Di Nuovo, S. (2017). Decisional procrastination in academic settings: The role of metacognitions and learning strategies. *Frontiers in Psychology*, 8, 973. doi: 10.3389/fpsyg.2017.00973
- Díaz-Morales, J. F. (2019). Procrastinación: Una Revisión de su Medida y sus Correlatos. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación – e Avaliação Psicológica*, 51(2), 43-59. doi: 10.21865/RIDEP51.2.04
- Domínguez-Lara, S. (2016). Datos normativos de la Escala de Procrastinación Académica en estudiantes de psicología de Lima. *Evaluar*, 16(1), 20-30. doi: 10.35670/1667-4545.v16.n1.15715
- Domínguez-Lara, S. (2017). Influencia de las estrategias cognitivas de regulación emocional sobre la ansiedad y depresión en universitarios: análisis preliminar. *Salud Uninorte*, 33(3), 315-321.
- Domínguez-Lara, S. (2018). Propuesta de puntos de corte para cargas factoriales: una perspectiva de fiabilidad de constructo. *Enfermería Clínica*, 28(6), 401-402. doi: 10.1016/j.enfcli.2018.06.002
- Domínguez-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: Revista peruana de psicología*, 23(1), 123-135. doi: 10.24265/liberabit.2017.v23n1.09
- Domínguez-Lara, S., Fernández-Arata, M., Manrique-Millones, D., Alarcón-Parco, D., & Díaz-Peñaloza, M. (2018). Datos normativos de una escala de agotamiento emocional académico en estudiantes universitarios de psicología de Lima (Perú). *Educación Médica*, 19(3), 246-255. doi: 10.1016/j.edumed.2017.09.002
- Domínguez-Lara, S., & Merino-Soto, C. (2018a). Estructura interna del BFI-10P y BFI-15P: un estudio complementario con enfoque CFA y ESEM. *Revista Argentina de Ciencias del Comportamiento*, 10(3), 22-34. doi: 10.32348/1852.4206.v10.n3.21037
- Domínguez-Lara, S., & Merino-Soto, C. (2018b). Evaluación de las malas especificaciones en modelos de ecuaciones estructurales. *Revista Argentina de Ciencias del Comportamiento*, 10(2), 19-24. doi: 10.30882/1852.4206.v10.n2.19595
- Fernie, B. A., Bharucha, Z., Nikcevic, A. V., Marino, C., & Spada, M. M. (2017). A metacognitive model of procrastination. *Journal of Affective Disorders*, 210, 196-203. doi: 10.1016/j.jad.2016.12.042
- Ferrari, J. R. (2010). *Still procrastinating? The no-regrets guide to getting it done*. Hoboken, New Jersey: Wiley
- Fleming, J., & Merino, C. (2005). Medidas de simplicidad y ajuste factorial: Un enfoque para la construcción y revisión de escalas derivadas factorialmente. *Revista de Psicología*, 23(2), 252-266. doi: 10.18800/psico.200502.002
- Fontana, S. (2011). Estudio preliminar de las propiedades psicométricas de la escala de desgaste emocional para estudiantes universitarios. *Revista Argentina de Ciencias del Comportamiento*, 3(2), 44-48. doi: 10.32348/1852.4206.v3.n2.5227
- Gjersing, L., Caplehorn, J. R., & Clausen, T. (2010). Cross-cultural adaptation of research instruments: language, setting, time and statistical considerations. *BMC Medical Research Methodology*, 10, 13. doi:10.1186/1471-2288-10-13
- González-Brignardello, M. P., & Sánchez-Elvira-Paniagua, A. (2013). ¿Puede amortiguar el engagement los efectos nocivos de la procrastinación académica? *Acción Psicológica*, 10(1), 115-134. doi: 10.5944/ap.10.1.7039
- Gouveia, V. V., Pessoa, V. S., Coutinho, M. L., Barros, I. C. S., & Fonseca, A. A. (2014). Escala de procrastinação ativa: evidências de validade fatorial e consistência interna. *Psico-USF*, 19(2), 345-354. doi: 10.1590/1413-82712014019002008
- Grunschel, C., Patrzek, J., & Fries, S. (2013). Exploring different types of academic delayers: A latent profile analysis. *Learning and Individual Differences*, 23, 225-233. doi:

- 10.1016/j.lindif.2012.09.014
- Habelrih, E. A., & Hicks, R. E. (2015). Psychological well-being and its relationships with active and passive procrastination. *International Journal of Psychological Studies*, 7(3), 25-34. doi: 10.5539/ijps.v7n3p25
- Hensley, L. C. (2014). Reconsidering active procrastination: Relations to motivation and achievement in college anatomy. *Learning and Individual Differences*, 36, 157-164. doi: 10.1016/j.lindif.2014.10.012
- Kim, S., Fernández, S., & Terrier, L. (2017). Procrastination, personality traits, and academic performance: When active and passive procrastination tell a different story. *Personality and Individual Differences*, 108, 154-157. doi: 10.1016/j.paid.2016.12.021
- Kim, E., & Seo, E. H. (2013). The relationship of flow and self-regulated learning to active procrastination. *Social Behavior and Personality: An International Journal*, 41(7), 1099-1113. doi: 10.2224/sbp.2013.41.7.1099
- Kim, K. R., & 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
- Klein, E. M., Beutel, M. E., Müller, K. W., Wöfling, K., Brähler, E., & Zenger, M. (2019). Dimensionality and Measurement Invariance of the General Procrastination Scale – Screening (GPS-S) in a Representative Sample. *European Journal of Psychological Assessment*, 35(5), 633-640. doi: 10.1027/1015-5759/a000441
- Kroenke, K., Spitzer, R., & Williams, J. (2003). The Patient Health Questionnaire-2: Validity of Two-item Depression Screener. *Medical Care*, 41(11), 1284-1292. doi: 10.1097/01.MLR.0000093487.78664.3C
- Kroenke, K., Spitzer R., Williams, J., Monahan, P., & Lowe, B. (2007). Anxiety disorders in primary care: prevalence, impairment, comorbidity, and detection. *Annals of Internal Medicine*, 146(5), 317-325. doi: 10.7326/0003-4819-146-5-200703060-00004
- Liu, W., Pan, Y., Luo, X., Wang, L., & Pang, W. (2017). Active procrastination and creative ideation: The mediating role of creative self-efficacy. *Personality and Individual Differences*, 119, 227-229. doi: 10.1016/j.paid.2017.07.033
- Mohammadipour, M., & Rahmati, F. (2016). The predictive role of social adjustment, academic procrastination and academic hope in the high school students' academic burnout. *Iranian Journal of Educational Sociology*, 1(1), 35-45.
- Muñiz, J., Elosua, P., & Hambleton, R. K. (2013). Directrices para la traducción y adaptación de los test: segunda edición. *Psicothema*, 25(2), 151-157. doi: 10.7334/psicothema2013.24
- Moreta-Herrera, R., Durán-Rodríguez, T., & Villegas-Villacrés, N. (2018). Regulación Emocional y Rendimiento como predictores de la Procrastinación Académica en estudiantes universitarios. *Journal of Psychology and Education*, 13(2), 155-166, doi: 10.23923/rpye2018.01.166
- Muthén, L. K., & Muthén, B. O. (1998-2015). *Mplus User's guide* (7th ed.). Los Angeles, CA: Muthén & Muthén.
- Pendergast, L. L., von der Embse, N., Kilgus, S. P., & Eklund, K. R. (2017). Measurement equivalence: A non-technical primer on categorical multi-group confirmatory factor analysis in school psychology. *Journal of School Psychology*, 60, 65-82. doi: 10.1016/j.jsp.2016.11.002
- Pérez-Gil, J. A., Moscoso, S. C., & Rodríguez, R. M. (2000). Validez de constructo: el uso de análisis factorial exploratorio-confirmatorio para obtener evidencias de validez. *Psicothema*, 12(2), 442-446.
- Pinxten, M., De Laet, T., Van Soom, C., Peeters, C., & Langie, G. (2019). Purposeful delay and academic achievement. A critical review of the Active Procrastination Scale. *Learning and Individual Differences*, 73, 42-51. doi: 10.1016/j.lindif.2019.04.010
- Przepiórka, A., Blachnio, A., & Siu, N. Y. F. (2019). The relationships between self-efficacy, self-control, chronotype, procrastination and sleep problems in young adults. *Chronobiology international*, 36(8), 1025-1035. doi: 10.1080/07420528.2019.1607370
- Rodríguez, A., Reise, S. P., & Haviland, M. G. (2016). Applying bifactor statistical indices in the evaluation of psychological measures. *Journal of Personality Assessment*, 98(3), 223-237. doi: 10.1080/00223891.2015.1089249
- Sanecka, E. (2022). Psychopathy and procrastination: Triarchic conceptualization of psychopathy and its relations to active and passive procrastination. *Current Psychology*, 41(2), 863-876. doi: 10.1007/s12144-020-00604-8
- Saris, W. E., Satorra, A., & van der Veld, W. M. (2009). Testing structural equation modeling or detection of misspecifications? *Structural Equation Modeling*, 16(4), 561-582. doi: 10.1080/10705510903203433
- Seo, E. H. (2013). A comparison of active and passive procrastination in relation to academic motivation. *Social Behavior and Personality: An International Journal*, 41(5), 777-786. doi: 10.2224/sbp.2013.41.5.777
- Steel, P., & Ferrari, J. (2013). Sex, education and procrastination: An epidemiological study of procrastinator's characteristics from a global sample. *European Journal of Personality*, 27(1), 51-58. doi: 10.1002/per.1851

- Steel, P., & Klingsieck, K. B. (2016). Academic procrastination: Psychological antecedents revisited. *Australian Psychologist*, 51(1), 36-46. doi: 10.1111/ap.12173
- Sundaramoorthy, J. (2018). Self-regulated learning strategies of active procrastinating pre-university students. *Electronic Journal of Research in Educational Psychology*, 16(45), 325-343. doi: 10.25115/ejrep.v16i45.2096
- van Eerde, W., & Klingsieck, K. B. (2018). Overcoming procrastination? A meta-analysis of intervention studies. *Educational Research Review*, 25, 73-85. doi: 10.1016/j.edurev.2018.09.002
- Watkins, M. W. (2018). Exploratory factor analysis: A guide to best practice. *Journal of Black Psychology*, 44(3), 219-246. doi: 10.1177/0095798418771807
- Wessel, J., Bradley, G. L., & Hood, M. (2019). Comparing effects of active and passive procrastination: A field study of behavioral delay. *Personality and Individual Differences*, 139, 152-157. doi: 10.1016/j.paid.2018.11.020
- West, S. G., Taylor, A. B., & Wu, W. (2012). Model fit and model selection in structural equation modeling. In R. H. Hoyle (Ed.), *Handbook of Structural Equation Modeling* (pp. 209-231). New York, NY: Guilford.
- Zhou, M. (2019). The role of personality traits and need for cognition in active procrastination. *Acta Psychologica*, 199, 102883. doi: 10.1016/j.actpsy.2019.102883
- Zhou, M. (2020). Gender differences in procrastination: The role of personality traits. *Current Psychology*, 39(4), 1445-1453. doi: 10.1007/s12144-018-9851-5