

Adaptación psicométrica de un instrumento de procrastinación específico al contexto laboral en trabajadores peruanos

Milagros Guzmán-Alvarado¹, Claudia Rosales-Palacios² y César Merino-Soto³

^{1,2}*Universidad San Ignacio de Loyola, Perú*

³*Universidad de San Martín de Porres, Perú*

La procrastinación es un constructo psicológico que ha sido estudiado en los últimos años en el contexto laboral, debido a un reciente modelo de medición para la procrastinación laboral. Este modelo consiste en un estudio psicométrico de la procrastinación laboral, basado en 2 dimensiones, *Cyberslaking* (pereza asociada al uso de internet) y *Soldiering* (Sentido de servicio). El objetivo de este estudio es presentar resultados iniciales de validez estructural y convergente/divergente de la adaptación de la Escala de Procrastinación en el Trabajo en una muestra peruana de trabajadores. Para ello, esta escala fue adaptada al español por los autores de este estudio. Posteriormente, participaron 241 trabajadores de distintas ocupaciones, respondiendo la escala de forma online o presencial. Con la información recolectada, se realizó un análisis semi – confirmatorio y una validez convergente y divergente con medidas de procrastinación general, ansiedad y depresión. Se halló una estructura unidimensional, con una reducción de ítems; como evidencia de validez convergente, los puntajes correlacionaron con la procrastinación general; como evidencia de validez divergente, la nueva versión del PAWS correlación cerca de cero con los síntomas de ansiedad y depresión. Se concluye que la procrastinación laboral puede estimarse con una medida unidimensional modificada, pero que se requiere replicación de su estructura.

Palabras clave: procrastinación, validez psicométrica, trabajadores, ansiedad, depresión.

Psychometric adaptation of a specific to work context procrastination scale in Peruvian Workers

Procrastination is a psychological construct that has been studied in recent years in the labor context, due to a recent measurement model for labor procrastination. This model consists of a psychometric study of labor procrastination, based on 2 dimensions, *Cyberslaking* (laziness associated with internet use) and *Soldiering* (Sense of service). The objective of this study is to present initial results of structural and convergent / divergent validity of the adaptation of the Procrastination Scale at Work in a Peruvian sample of workers. For this, this scale was adapted to Spanish by the authors of this study. Subsequently, 241 workers from

Milagros Guzmán-Alvarado  <https://orcid.org/0009-0004-4535-685X>

Claudia Rosales-Palacios  <https://orcid.org/0009-0002-8469-3643>

César Merino-Soto  <https://orcid.org/0000-0002-1407-8306>

Toda correspondencia acerca de este artículo debe ser dirigida a la Lic. Milagros Guzmán-Alvarado. Email: milagros.guzman@outlook.com



different occupations participated, responding to the scale online or in person. With the information collected, a semi-confirmatory analysis and convergent and divergent validity were performed with measures of general procrastination, anxiety and depression. A one-dimensional structure was found, with a reduction of items; as evidence of convergent validity, the scores correlated with the general procrastination; As evidence of divergent validity, the new version of PAWS correlated near zero with symptoms of anxiety and depression. It is concluded that labor procrastination can be estimated with a modified one-dimensional measure, but that its structure is required to be replicated.

Keywords: procrastination, psychometric validity, workers, anxiety, depression.

Se han presentado muy escasos casos en que autores han estudiado y definido la procrastinación propiamente, debido a que en diversas investigaciones ha sido referido a través de otros términos tales como gestión del tiempo en el trabajo, presentismo, trabajo vacío, entre otros (Metin et al., 2016). Inicialmente se entendía el concepto como un defecto, rasgo de carácter o incluso un acto pecaminoso o de manifestación de pereza perniciosa, que en cualquier caso denotaba algo negativo, inmoral, inapropiado y hasta peligroso para la salud (Sánchez, 2010; Tice & Baumeister, 1997). Dada la creencia de su asociación con síntomas de salud, en el pasado la conducta procrastinadora también fue identificada como una enfermedad (Tice & Baumeister, 1997)

No obstante, algunas de las interpretaciones que se le ha atribuido a este constructo manifiestan que es una conducta potestativa consistente en aplazar la ejecución de actividades, las cuales contienen un plazo determinado para ser culminadas (Ferrari & Tice, 2007; Ferrari & Tice, 2000; Riva, 2006; Steel, 2007), independientemente del ámbito donde se ejerce; esto significa que este tipo de conducta puede ser ubicua en diferentes grados, pudiendo ocurrir en el ámbito laboral, académico, social, familiar, de salud, u otros. De la misma manera, ha sido considerada como un fenómeno aplicable en distintos grupos de personas que tienen responsabilidades asignadas, y en donde el individuo se niega a atender alguna actividad tan simple como la ejecución de una tarea o la toma de una decisión sin tomar en cuenta las propósitos negativos que contempla aplazarlo y de las consecuencias adversas, molestas e inevitables que conllevan su no realización (Balkis & Duru, 2007). Es característico de esta conducta traer consigo la intención de no realizar alguna tarea mediante el postergamiento y el retraso de su cumplimiento (Van Eerde, 2000). Para comprender su naturaleza, unos de los aportes principales fue de el Popoola (2005),

quien considera que la procrastinación es un rasgo compuesto por componentes cognitivos, conductuales y emocionales, como lo que refieren Salomon y Rothblum en 1984, que las personas procrastinadoras tienden a buscar realizar actividades donde encuentren una retribución a corto plazo; además Effert y Ferrari (1989) indican que a nivel cognitivo, los procrastinadores tienden a ser autocríticos y perfeccionistas lo que conlleva a que puedan mostrar mucho cuidado y atención en cada actividad que realiza; y finalmente, Ferrari y Emmons (1995) encontraron que los procrastinadores tienden a tener baja autoestima y se retrasan en completar una determinada tarea porque piensan que les falta capacidad para poder resolverla.

Para comprender este comportamiento desde un ángulo teórico, se ha estudiado sus vínculos con manifestaciones emocionales, social-adaptativas y rasgos de personalidad, se ha vinculado con ansiedad, pero su relación lineal casi nula o débil con la procrastinación ($r = .21$; Steel, 2002), por lo tanto la varianza compartida entre ambos podría considerarse poco útil para fines prácticos. Si bien otras investigaciones indican que existe una relación positiva con ansiedad (Rothblum et al., 1986), estas enfocan la ansiedad como una condición clínica, como por ejemplo presentando síntomas físicos; y no como un rasgo de personalidad (Bestwick et al., 1998; Jhonson & Bloom, 1995; Martin et al., 1995; Meahbrarian, 2000; McKean, 1994; Ransom-Flint, 2006; Sadler & Sacks, 1993; Sénécal et al., 1995), y por tanto, la covariación entre ambas puede variar en intensidad de acuerdo al contexto de medición. En estas investigaciones predomina el marco psicopatológico para comprender la conducta procrastinadora, y es difícil vincularlo con las condiciones laborales, donde se pueden involucrar condiciones laborales y personales. De manera similar al caso anterior, se ha explorado la procrastinación con la depresión, pero también tiende a mostrar baja significancia práctica ($r = .29$; Steel, 2002).

Respecto a otro tipo de variables, distintas sociodemográficas han sido exploradas. Considerando una de estas, el género, se halló que entre hombres y mujeres no hay una relación significativa como para determinar la predominancia de la procrastinación a uno de ellos

(Ferrari, 2007); sin embargo, Steel (2007) afirma que las mujeres procrastinan menos que los hombres, ya que las primeras tienen una mejor autodisciplina de las actividades a realizar, y puede ser observable en los resultados o desempeño de tarea. Del mismo modo, estudios adicionales aportan si bien la procrastinación afecta a todos independientemente del género, existen diferencias sustanciales en función a ocupaciones, edad y grado de estudio dentro del ámbito académico (Faruk, 2011; Ocal, 2016). Estas investigaciones, realizadas en poblaciones de estudiantes, pudieron afirmar que los de primer año en la escuela procrastinan menos que los de otros grados mayores, debido a la motivación de nuevas responsabilidades y ansiedad ante nuevos retos; asimismo, conforme van avanzando de grado, se pierde la motivación y concentración del ambiente académico por la experiencia adquirida, y enfocándose en nuevas responsabilidades de tipo laboral. Adicionalmente, en cuanto a ocupación, se reportó que la tendencia a procrastinar varía según el departamento de trabajo.

Cabe resaltar que aun no se registran resultados concluyentes de relaciones con procrastinación, ya que los vínculos evaluados con aspectos de personalidad o socioedmográficos, han sido influenciados por el instrumento de recogida de datos y su análisis. Por ejemplo, para los estudios mencionados (Steel, 2007, 2010) fueron aplicados el Inventario de Procrastinación para Adultos (AIP; McCown & Johnson) o la Escala de Procrastinación General (GPS; Lay, 1986); sin embargo, de acuerdo a Klingsieck (2013) se entiende que para evaluar procrastinación en algún ámbito determinado, se requiere de un instrumentos específico al campo de aplicación, y ello es congruente con la relevancia del contenido de los ítems para muestrear apropiadamente el dominio de contenido (AREA, NCME, APA, 2004).

Uno de los primeros aportes respecto a la procrastinación en el contexto laboral, fue el modelo de Weymann (1988), quien estudió los posibles determinantes situacionales que originan el fenómeno, hallando que los factores tales como la autonomía percibida, la satisfacción laboral, los incentivos y la insuficiencia del tiempo y los recursos percibidos influyen en las conductas de procrastinación.

Otros autores como Kolawole et al., (2007), determinan que posiblemente las causas de la procrastinación son la gestión y la incapacidad de manejar el tiempo personal eficientemente, lo que implicaría un posible declive acumulativo de las habilidades de autogestión en la vida personal del sujeto, o relacionadas con el contexto específico de la conducta. Adicionalmente, se han realizado diversas investigaciones en base a la procrastinación en el trabajo (Ferrari 1992; Hammer & Ferrari, 2002; Harriot & Ferrari, 1996; Lonerger & Maher, 2000) en que se generalmente se hallaron resultados teóricamente consistentes.

Aun con estos hallazgos previos, el constructo específico de procrastinación en el área laboral no ha sido desarrollado, y menos aún que converga en un modelo de medición teóricamente relevante. Sin embargo, recientemente, Metin et al. (2016) adaptaron el constructo de procrastinación dentro del marco laboral, en donde se definió la procrastinación laboral como el aplazamiento de las acciones orientadas al trabajo para realizar actividades no relacionadas a la jornada laboral, sin el propósito de perjudicar al empleador, al empleado, lugar de trabajo o cliente.

Además de resaltar en su estudio las relaciones con diversas variables como, por ejemplo, el aburrimiento, características del lugar de trabajo y conductas laborales contraproductivas, así evaluó la significancia del constructo en dos muestras culturalmente distintas (Holandesa y Turca). El trabajo central de Metin et al. (2016) se enfocó en la creación y validación de una escala orientada específicamente a la procrastinación laboral (Procrastination at Work Scale, PAWS), dentro de la cual se identificaron dos subdimensiones de trabajo vinculados teóricamente con el sentido de servicio (Paulsen, 2015) y la ciberpereza (Vitak et al., 2011), los cuales, a su vez, aún son temas de reciente desarrollo y se encuentran en proceso de estudio. El primero consiste en el evitamiento de las tareas laborales por más de una hora al día sin el propósito de perjudicar a otros o incluso a sus colegas; esto como producto de dos condiciones, pudiendo ser la escasa ética o identidad con su trabajo, o el desfase entre las obligaciones del trabajo y el potencial del trabajador. Por otro lado, la segunda dimensión

se refiere al uso de internet o tecnología móvil durante la jornada laboral con fines personales, el cyberslacking es la forma más moderna y tecnológica de la procrastinación (Marron, 2000). Los inicios de las investigaciones de esta dimensión se remontan al año 1992, en donde Postman, en el mismo año tuvo una hipótesis que consistía en que la tecnología influía negativamente en la productividad y a partir de ahí surgieron otras que tenían como propósito investigar más acerca de ella.

El PAWS fue creado a partir de una compilación de ítems de otros instrumentos que midieran procrastinación, en su mayoría desarrollados para la vida en general y para el contexto académico. Como primer filtro, cada ítem fue descartado en caso haya sido creado para escanear la procrastinación sin un contexto de referencia (general) o asociado a un campo específico no laboral (e.g., académico); el segundo filtro aplicó el juicio de expertos y el análisis de resultados empíricos, rigiéndose estrictamente por cuatro criterios, cuyas propiedades de contenido del ítem a) evocara totalmente a la procrastinación en el campo laboral, b) no se traslape conceptualmente con antecedentes o consecuencias de la procrastinación, c) sea aplicable a una amplia categoría de ocupaciones, y por último, d) que sea posible de ser traducido a otros idiomas. Finalmente, la versión preliminar aplicada a la muestra de 384 personas y procesada mediante análisis de componentes principales y análisis factorial confirmatorio, arrojó una versión final de 12 ítems. Posteriormente, la versión fue aplicada en dos muestras foráneas, holandesa y turca, obteniéndose confiabilidades alrededor de .84.

Con lo mencionado anteriormente, es razonable que la poca información empírica registrada sobre la procrastinación laboral se asocie a la ausencia de instrumentos que lo midan específicamente, o que las conclusiones no sean robustas cuando se emplean medidas de procrastinación general. En contraste, existe una escala de medida capaz de evaluar esta variable desde la perspectiva laboral (Metin et al., 2016), sin embargo, su versión original es en habla inglesa y ha sido traducida a otros idiomas para evaluar su multiculturalidad, excepto

en habla hispana. Es por ello que es preciso iniciar el proceso de validación psicométrica orientada al contexto hispano, utilizando esta nueva escala traducida (PAWS) para obtener evidencias de validez y confiabilidad para los trabajadores peruanos. Como parte de este objetivo, se buscó obtener evidencias de la claridad de los items, de la estructura interna del instrumento y de sus correlatos convergentes y divergentes. La potencial implicancia de estos objetivos no solo corresponde con fines prácticos, sino también teóricos, pues la validación del modelo de medición del PAWS también abarca hacia la transculturalidad del constructo, lo cual permite que posteriormente, se evalúen las posibles relaciones entre procrastinación y otras variables.

Para el presente estudio, la relación del PAWS con una medida de procrastinación general fue estudiada para identificar evidencia de relación con otras variables. La procrastinación general puede ser como un precursor de la procrastinación en diferentes dominios de la vida, ya que como atributo individual general puede englobar la conducta procrastinadora específica. Algunos estudios han mostrado la relación entre ambas (Hen & Goroshit, 2018; Klingsieck, 2013; Milgram et al., 1998), pero de magnitud pequeña y variable, sugiriendo que aunque es razonable pensar en un vínculo entre ambos, esta relación no permanece consistente en diferentes dominios vitales (por ejemplo, vida académica, trabajo, recreación, etc.) o estadios de desarrollo humano. Se hipotetizó que la asociación entre ambas sería de tipo positiva y por lo menos moderada. Respecto a la sintomatología de ansiedad y depresión, los estudios identificados han mostrado asociaciones bajas, y por lo tanto en el presente estudio se hipotetiza que los puntajes del PAWS y los síntomas de ansiedad y depresión serán bajas o triviales.

Método

Participantes

La población de participantes fueron trabajadores peruanos de varios rubros de trabajo y puestos. La heterogénea distribución de la muestra respecto a la edad y carreras se debió para obtener un amplio rango de experiencias y percepciones no asociadas a una sola área de trabajo; de esta manera, se puede representar mejor las variadas experiencias en el mundo real (May & Warren, 2001; Shepard et al., 1993) y la universalidad de la variable en el contexto del trabajo. El muestreo utilizado fue por conveniencia, por lo que los participantes para esta investigación fueron elegidos según el acceso de los investigadores a ellos. La muestra recolectada fue de 255 trabajadores, y la muestra efectiva fue 241 participantes (luego de aplicar criterios de exclusión). Los criterios de inclusión fueron, que los participantes actualmente se encuentren laborando o hayan tenido alguna experiencia laboral, de una edad igual o mayor a 18 años, ser peruano, y que acepten participar voluntariamente. Por otro lado, los criterios de exclusión fueron que el participante no haya completado la mayoría de los ítems en cada cuestionario, datos demográficos incompletos, y la respuesta “no se aplica” a alguno de los ítems del PAWS (ver la sección Procedimiento). En la Tabla 1 aparece la distribución de participantes.

Por otro lado, otro grupo de participantes ($n = 8$) fue seleccionado para evaluar la claridad de los ítems del PAWS, luego que se desarrolló la versión traducida al español y se revisara su contenido. Este grupo fue compuesto por psicólogos especializados en el área organizacional y el área educativa; conocedores del constructo variable, muchos de ellos especialistas con experiencia en investigaciones psicométricas, o participantes de algún estudio.

Tabla 1*Distribución demográfica de los participantes (n = 241)*

	N	%
Sexo		
Hombre	120	49,8
Mujer	121	50,2
Estado civil		
Soltero	143	59,3
Casado	62	25,7
Conviviente	29	12,0
Divorciado/Separado	7	2,9
Tipo de contratación		
Indefinido	70	29,0
Temporal	171	71,0
Tipo de empresa		
Pública	72	29,9
Privada	169	70,1
Área de trabajo		
Administrativo	197	81,7
Operario	44	18,3
Horas de Sobre tiempo		
Menos de uno	59	24,5
Una a dos	95	39,4
3 a 4 años	58	24,1
5 a más	29	12,0
Nro de años en la empresa		
Menos de uno	60	24,9
Una a dos	82	34,0
3 a 4 años	65	27,0
5 a más	34	14,1
Nro de años de experiencia en el puesto		
Menos de uno	60	24,9
Una a dos	82	34,0
3 a 4 años	65	27,0
5 a más	34	14,1
Nro de empleos anteriores		
1 a 2	101	41,9
3 a 4	82	34,0
5 a más	58	24,1

Instrumentos

Escala de Procrastinación en el Trabajo (PAWS; Metin et al., 2016)

Es una medida de autorreporte de doce ítems creada para cuantificar la conducta procrastinadora específicamente en el área laboral; contiene dos subdimensiones, Cyberslacking (pereza asociada al uso de internet; 4 ítems) y Soldiering (Sentido de servicio, 8 ítems). Los ítems fueron derivados luego de procedimientos cualitativos y cuantitativos en varias fases piloto (como fueron descritos en la parte introductoria). Se responde en una escala ordinal de 7 puntos, desde la etiqueta 0 (Nunca), hasta 6 (Siempre); las instrucciones de respuesta requieren que el sujeto responda desde una perspectiva general de su conducta en el ámbito laboral.

Patient Health Questionnaire - 4 (PHQ-4; Löwe et al., 2010)

Es una medida que contiene ítems de síntomas de ansiedad (Generalized Anxiety Disorder, GAD-2; 2 ítems) y de depresión (Patient Health Questionnaire, PHQ-2; 2 ítems), creadas para propósitos de despistaje y estudios masivos. Los ítems responden respecto a la frecuencia de días en los que el evaluado se ha sentido molestado por alguno de los problemas nombrados en los ítems. En este estudio, la confiabilidad α fue .78 (IC 95% = .94) y .75 (IC 95% = .82) para PHQ-2 y GAD-2, respectivamente. El instrumento cuenta con numerosos estudios psicométricos y no psicométricos que relevan su potencial generalización a diferentes contextos.

Escala General de Procrastinación (EPG; Busko, 1998)

Es una medida conocida de procrastinación general. En el presente estudio se usó la adaptación al español por Alvarez (2010). Dicho instrumento se compone de 13 ítems, respondidos en una escala ordinal de cinco puntos (desde Nunca hasta Siempre). Las instrucciones de llenado solicitan que se lean atentamente los enunciados en relación a la frecuencia de las conductas listadas por los ítems. El instrumento

es unidimensional y arroja un solo puntaje, es decir., un solo factor que permite explicar el 23.89% de la varianza total; y la confiabilidad α en el presente estudio fue .87.

Procedimiento

Adaptación lingüística y de contenido del PAWS

Debido que este es el primer estudio de validación al habla hispana del PAWS, se aplicó un procedimiento en varios pasos.

Traducción y adaptación

Como primer paso la versión original fue sometida a una traducción, realizada por una psicóloga peruana con dominio avanzado del idioma inglés; ella se desempeñaba activamente en su carrera y en la docencia del inglés americano. La traducción enfatizó el significado connotativo por sobre el significado denotativo, para reducir la dependencia de la literalidad del contenido. En el segundo paso, los autores de este estudio hicieron la primera revisión, realizando cambios menores relacionados con el fraseo para asegurar la mejor comprensión de los ítems y la internacionalidad hispana de la traducción.

En el tercer paso, se solicitó la evaluación independiente del contenido traducido, y para ello se buscó colaboradores seleccionados con los siguientes criterios: a) experiencia en validación de instrumentos, b) fluidez en la lectura de materiales en inglés, c) investigadores activos, y contar con publicaciones en revistas con índice de impacto, y d) estudios concluidos de postgrado. Los seleccionados fueron dos psicólogos: el primero especialista en psicometría con el grado de maestría, mientras que el segundo fue un doctorado con más de 20 años residiendo en Estados Unidos. Ambos realizaron la evaluación y produjeron sugerencias de modificación de manera independiente, los cuales fueron nuevamente revisados e integrados por dos autores del presente estudio. Esta revisión consistió esencialmente en modificaciones gramaticales, de relación con el nuevo contexto cultural (peruano) y de

aplicación (ámbito laboral); nuevamente, se enfatizaron dos cosas: a) el significado de los enunciados desde una perspectiva connotativa de cada ítem, y b) que la version final pueda ser generalizable a varios contextos laborales.

Por ejemplo, las modificaciones que se realizaron al ítem 12 (“Realizo compras on-line durante mis horas de trabajo”) fueron de tipo gramatical (se cambio el orden de las frases, ubicando al inicio de la frase “Durante mis horas de trabajo...”, y cultural (se incluyó la frase “o saliendo a tiendas”, ya que aunque las compras on-line son actividades en incremento, aparentemente no son un servicio tan utilizado en el Perú durante las horas de trabajo, y posiblemente en otras regiones del Perú y Latinoamérica). Otros cambios ocurrieron en los ítems 5, 7, 8 y 10, en que se procuró que el contenido enfatice la conducta procrastinadora en el tiempo y espacio del contexto de evaluación; por ello, se incluyeron frases como “Durante mi jornada laboral” o “En horas de trabajo”, ya originalmente estas frases no estaban incluidas en la version anglosajona. En cuanto al ítem 6, los cambios gramaticales se realizaron para darle una secuencia en la actividad (“termino haciendo algo irrelevante”). Por otro lado, el ítem 9 tuvo una modificación relacionada al tiempo dedicado a las redes sociales durante las horas de trabajo, porque su contenido original declaraba un tiempo de 30 minutos, sin embargo se reemplazó por “excesivo tiempo” para hacerlo más generalizable y flexible en relación a la situación y tipo de trabajo.

El cuarto paso finalmente consistio en un análisis del contenido de las opciones de respuesta, en relación a las conductas muestreadas en la versión final castellada del PAWS en el contexto peruano, sugirió que la dependencia de las conductas procrastinadoras podría ser fuerte con las características del trabajo realizado, así como el contexto laboral asociado a ellas. Esta dependencia podría ser no solo específica al contexto peruano, sino a otros contextos latinoamericanos, e incluso no-latinoamericanos; por lo tanto, se incluyó la opción de respuesta “No se aplica”, para atraer respuestas que indican la ausencia de la conducta procrastinadora porque las condiciones laborales, o el tipo

de trabajo, no la promueven, por ejemplo las que involucran el uso de redes sociales, y en general, el acceso a internet.

Evaluación de la claridad de los ítems

Una vez lograda la versión hispana final, se evaluó la claridad de cada ítems, que consistió en presentar el PAWS al grupos de jueces un formulario estandarizado con instrucciones sobre cómo efectuar sus calificaciones de claridad. Mediante una escala ordinal de cinco puntos (desde completamente no entendible o claro, hasta completamente entendible o claro), calificaron de manera independiente cada uno de los ítems.

Administración de los instrumentos

Junto con la versión final lograda, la batería de pruebas compuesta en orden que no se alteró durante toda la aplicación: primero fue el formulario de consentimiento informado, luego la hoja socio-demográfica (que contenía también las preguntas del PHQ-4), y seguramente la Escala de Procrastinación en el Trabajo (EPT) y la Escala de Procrastinación General (EPG). El paquete fue aplicado por un período de 3 semanas y fue suministrada mediante dos canales, electrónico y presencial. Respecto al primer canal, se generó un formulario de encuesta mediante una página web, y fue publicada en diversas redes sociales y profesional, para que mediante un link se pueda acceder a responder. Por otro lado, la aplicación física se realizó durante las dos primeras semanas de esta etapa en dos empresas con las que se coordinó, previamente con los jefes inmediatos, el espacio y horario de aplicación. El tiempo que tardó la aplicación fue 20 minutos en promedio, incluyendo la explicación de las instrucciones e información del estudio, en general. En la aplicación electrónica y física, a los participantes se enfatizó la voluntariedad de la aplicación, el anonimato, la libertad de modificar las respuestas si así lo requerían.

Análisis de datos

El análisis consistió en verificar la claridad de los ítems del PAWS, su dimensionalidad, y su asociación teórica con otras variables.

Claridad de los ítems

En primer lugar, para la evaluación la claridad de los ítems, primero se calculó el coeficiente V (Aiken, 1980, 1985) e intervalos de confianza asimétricos (Penfield & Giacobbi, 2004), ambos mediante un programa especializado (Merino & Livia, 2009); esto permitió cuantificar el grado de validez respecto a la claridad de los ítems. Previamente, se aplicó una medida estandarizada de dispersión para variables ordinales, 1-lsq, (Blair & Lacy, 2000; Lacy, 2006), como estimación del acuerdo entre los jueces.

Estructura interna

Para el número de dimensiones, se aplicó el método del análisis paralelo, con el método de Timmerman y Lorenzo-Seva (2011) y las opciones por defecto del programa FACTOR (Lorenzo-Seva & Ferrando, 2013). En segundo lugar, se realizó un análisis factorial semi-confirmatorio aplicado a rotación oblicua, para examinar la relación de los ítems con sus factores, mediante la definición a priori de la ubicación de los ítems en ellos (Browne, 1972), la misma que son hipótesis sobre la estructura factorial del instrumento. Se utilizó el programa Factor 10.4.01 (Lorenzo-Seva & Ferrando, 2013). Los dos factores hipotetizados fueron establecidos mediante los resultados de Metin et al. (2016): Soldiering (Sentido de servicio) y Cyberslacking (Ciberpereza), que corresponde con el modelo original de estructura interna del PAWS. El método de extracción de factores fue unweighted least squares (ULS), aplicado a las correlaciones policóricas entre los ítems del PAWS. El ajuste de los datos fue evaluado mediante varios indicadores: primero, el coeficiente de congruencia (Tucker, 1951) en el nivel de los ítems, factores y solución factorial total. Valores mayores

a .90 son aceptables (Lorenzo-Seva & ten Berge, 2006). En segundo lugar, se calculó el Root Mean Square of Residuals (RMSR) como un valor de ajuste total, cuyo valor debe ser menor al criterio estimado de error de muestreo (Harman, 1962; Kelley, 1935). Tercero, la estimó la replicabilidad del constructo mediante el coeficiente H (Hancock & Mueller, 2013), aplicado a cada factor. Finalmente, el índice de determinabilidad del factor (FDI) fue estimado como una medida de la fuerza y estabilidad de la relación puntaje directo – constructo latente (Ferrando & Lorenzo-Seva, 2018).

Se probaron tres modelos que forman la base del estudio de la multidimensionalidad del constructo: el modelo unidimensional, el modelo de factores oblicuos (e.g., relacionados) y el modelo bifactor (Reise et al., 2013; Rodríguez et al., 2016). En este último se separó la varianza de los ítems proveniente de un factor general, de la de los factores específicos (Reise et al., 2013). Dado la complejidad de este modelo, se calculó la proporción de varianza total en el factor general, conocida como varianza común esperada (explained common variance, ECV; > 0.70 es el mínimo y aceptable nivel de unidimensionalidad; Rodríguez et al., 2016), y el coeficiente omega (ω) y omega jerárquico, ω_h ($> .70$ como criterio aceptable: Rodríguez et al., 2016), que cuantifican el monto de varianza confiable, respectivamente en el factor general, y en los factores específicos luego de remover la varianza del factor general. Se examinó también el grado de complejidad factorial (Merino & Grimaldo, 2011), mediante el análisis de las cargas estructurales de los ítems (Graham et al., 2003), que representan la relación del ítem con el constructo no correspondiente (constructo divergente).

Correlación con otras variables

Para examinar la variabilidad y verificar si los puntajes están relacionados con las características laborales de los trabajadores, se cuantificaron las diferencias desde el enfoque de la hipótesis nula (significancia estadística) y desde magnitud de las diferencias o significancia práctica

(Coe & Merino, 2003; Merino, 2011). En este sentido, la asociación entre las variables continuas (como la edad) será estimada mediante correlaciones lineales de Pearson. Para interpretar la magnitud de las correlaciones, se aplicaron los criterios empíricos (Hemphill, 2003) derivados de una revisión de 380 estudios meta-analíticos en lugar de los convencionales de Cohen (1988). Estos valores comprenden al nivel bajo ($< .20$), moderado ($< .30$) y alto ($> .30$).

Resultados

Análisis descriptivo de los ítems

Se observa un monto de dispersión de las respuestas a los ítems que puede considerarse moderada (Tabla 2), sugiriendo que el contenido de los ítems no representa conductas homogéneas o parecidas; el rango de respuesta (la mínima y máxima respuesta) también respalda esta afirmación. La respuesta promedio de los participantes esencialmente se concentró en las opciones Nunca, Casi nunca y Ocasionalmente, y correspondientemente, la distribución de las mismas se caracterizó por ser asimétricamente fuerte y positiva. Esto describe que la conducta procrastinadora laboral ocurre con poca frecuencia. Por otro lado, las correlaciones de los ítems con sexo y edad tendieron a ser triviales o alrededor de cero; con los síntomas de ansiedad (GAD-2) y depresión (PGQ-2), las correlaciones también fueron predominantemente triviales. En contraste con lo anterior, las correlaciones de los ítems del PAWS con la medida de procrastinación general (EPG) tuvieron predominantemente niveles moderados o altos, sugiriendo que la covariación en este nivel también se extenderá en el nivel del puntaje.

Tabla 2*Estadísticos descriptivos (n = 241)*

	PAWS1	PAWS2	PAWS3	PAWS4	PAWS5	PAWS6	PAWS7	PAWS11	PAWS8	PAWS9	PAWS10	PAWS12
Correlaciones a												
PAWS 1	1											
PAWS 2	.643	1										
PAWS 3	.484	.496	1									
PAWS 4	.472	.582	.611	1								
PAWS 5	.498	.333	.450	.536	1							
PAWS 6	.397	.388	.482	.608	.838	1						
PAWS 7	.350	.230	.322	.336	.464	.560	1					
PAWS 11	.312	.406	.484	.557	.653	.668	.481	1				
PAWS 8	.265	.303	.302	.375	.309	.304	.434	.476	1			
PAWS 9	.250	.252	.481	.377	.366	.414	.323	.342	.328	1		
PAWS 10	.200	.121	.288	.261	.296	.262	.247	.453	.496	.345	1	
PAWS 12	.242	.205	.229	.129	.429	.385	.245	.391	.213	.320	.311	1
Sexo	.017	.024	-.081	.068	.020	-.016	.006	-.042	.078	-.136	-.154	-.030
Edad	-.068	-.020	-.008	.007	.023	.083	.013	-.038	-.111	-.046	-.066	-.048
EPG	.356	.415	.345	.500	.491	.508	.408	.548	.336	.078	.094	.260
GAD	.102	.106	.052	.064	.054	.041	.046	.001	.011	.168	.033	-.029
PHQ	.042	.051	.015	.001	.068	.104	-.001	.086	.032	.146	-.013	.108
Estadísticos descriptivos												
M	1.494	1.527	1.490	1.751	1.336	1.203	0.967	1.324	2.199	1.473	1.593	0.627
DE	1.370	1.426	1.444	1.413	1.449	1.299	1.040	1.229	1.725	1.265	1.576	1.030
As	.891	1.171	1.194	.834	1.453	1.548	1.612	1.396	.690	1.082	1.150	2.208
Cu	.482	1.065	1.209	.381	1.822	2.496	4.110	2.493	-.422	1.432	.779	5.644

Nota. EPG: escala de procrastinación general. GAD: síntomas de ansiedad (GAD-2). PHQ: síntomas de depresión (PHQ-2). As: coeficiente de asimetría. Cu: coeficiente de curtosis. a Correlaciones menores a .129 son estadísticamente no significativas; correlaciones no paramétricas (método Spearman) y variables externas; correlaciones policóricas inter-ítem.

Claridad de los ítems

Todos los ítems presentaron calificaciones promedio superiores al punto medio teórico de la escala de calificación (3.5), y la distribución de las mismas fue concentrada alrededor de ellas. Los coeficientes V mostraron estimaciones puntuales superiores al criterio .60, indicando que la muestra de evaluadores refiere un grado de claridad aceptable de todos los ítems. Excepto un ítem, el resto mostró niveles de claridad predominantemente altos ($V \geq .75$), y sus intervalos de confianza indicaron que son estadísticamente significativos respecto al mínimo criterio establecido. El ítem 6 no fue estadísticamente significativo, y sugiere que, en la población de referencia, la claridad percibida puede ser más bajo que el criterio. El V promedio (Polit & Beck, 2006) fue .845, un nivel que puede considerarse elevado.

Tabla 3

Resultados de la evaluación de la claridad de los ítems ($n = 8$)

	M	DE	Min	Max.	Dispersión normada (IC 95%)			V	V IC 90%	
					1-lsq	Inf	Sup		Inf.	Sup.
PAWS1	4.88	1.126	3	6	.463	.301	.624	.775	.651	.864
PAWS2	5.25	1.389	3	6	.450	.090	.810	.850	.735	.920
PAWS3	4.75	2.053	1	6	.725	.212	1.238	.750	.624	.844
PAWS4	5.25	1.488	2	6	.475	.006	.944	.850	.735	.920
PAWS5	5.00	1.414	2	6	.525	.160	.890	.800	.679	.883
PAWS6	4.25	1.669	2	6	.675	.459	.891	.650	.520	.761
PAWS7	5.75	0.463	5	6	.150	.030	.270	.950	.860	.983
PAWS8	5.63	0.744	4	6	.238	.003	.472	.925	.827	.970
PAWS9	5.13	1.246	3	6	.463	.228	.697	.825	.707	.902
PAWS10	5.50	1.069	3	6	.325	-.040	.690	.900	.795	.954
PAWS11	5.25	1.165	3	6	.425	.142	.708	.850	.735	.920
PAWS12	5.75	0.707	4	6	.175	-.100	.450	.950	.860	.983

Nota. 1-lsq = dispersión normada. V: coeficiente V (Aiken).

Estructura interna

Dimensionalidad. El análisis paralelo indicó arrojó que un solo factor (55.013% de varianza explicada) superó el criterio de varianza media (22.232%) y en el percentil 95 (27.301) de las matrices aleatorias. Por lo tanto, se obtuvo una posible configuración de una sola dimensión, frente al modelo original de dos factores planteado por la estructura original del PAWS (Metin et al., 2016). En la corroboración de la estructura interna del PAWS, los resultados anteriores indicaron que una sola dimensión es razonable; sin embargo, para probar las hipótesis estructurales de los ítems, se mantuvo la evaluación de varios modelos.

Evaluación de modelos

En la Tabla x se observan los resultados del modelamiento factorial; en el primer modelo se observa la congruencia parcial de los ítems con sus factores. Los coeficientes de congruencia para cuatro ítems discrepantes del factor 1 (ítems 5, 6, 7, 11) se originó porque cargaron con mayor fuerza en el factor no correspondiente, indicando que su relación teórica no más estuvo asociada con su constructo original. Estos ítems también mostraron cargas alrededor de .25 en su propio factor, sugiriendo complejidad factorial. La fuerza de la congruencia para los factores estuvo debajo de lo aceptable ($< .85$; Lorenzo-Seva & ten Berge, 2006), y la congruencia total fue .725, también bajo. Este modelo fue apenas superior a .064 (criterio Kelley estimado: .0645). Finalmente, la correlación latente entre ambos factores fue .795, indicando alta dependencia lineal entre ambas. Dado que este modelo no fue satisfactorio, se estimaron dos modelos adicionales: bifactor exploratorio (Lorenzo-Seva & Ferrando, 2019) y unidimensional. El método bifactor permite separar la varianza de los ítems proveniente de un factor general, de la de los factores específicos (Reise et al., 2013), pero desde un marco exploratorio recientemente implementado (Lorenzo-Seva & Ferrando, 2019).

El modelo bifactor exploratorio produjo un ajuste total mejor ($\text{RMSR} = .045$), sin embargo, la distribución de los ítems en el factor general requirió rehacer la configuración del modelo de medición del PAWS. Un modelo unidimensional fue también estimado, pero con pobre ajuste ($\text{RMSR} = .094$). Aunque los coeficientes FDI y H fueron adecuados ($> .90$), los ítems no parecieron contribuir igualmente al factor único general sin añadir varianza específica de algunos ítems. Por lo tanto, la fase final se estableció eligiendo ítems que representarían estadística y conceptualmente mejor a la conducta procrastinadora laboral, en un contexto multi-ocupacional potencial.

Modelo final

La versión final fue elegida sobre una base empírica y teórica; la primera usó los resultados del análisis bifactor y las correlaciones con la medida general de procrastinación (EPG). Este último criterio fue el puente con el segundo criterio de tipo teórico, en que se analizó racionalmente el contenido del ítem potencialmente elegido. De acuerdo a los resultados empíricos, los ítems primeramente seleccionados fueron aquellos con cargas factoriales elevadas en el factor general (Fg) 1, 2, 3, 4, 5, 6, 7, 11 y 8, 9. Excepto los ítems 1, 2, 3, 8, 9, el resto de ítems convarió sustancialmente con el EPG, y por lo tanto estos cinco ítems fueron removidos. Finalmente, en análisis racional de los ítems con información conflictiva (por ejemplo, carga factorial aceptable pero baja correlación con EPG) indicó lo siguiente: los ítems 1 y 2 pueden representar conductas generales de procrastinación, pero debido también puede ser consecuencia razonable de la sobrecarga laboral, y por lo tanto pueden ser producidas por el contexto exógeno al individuo; por otro lado, el ítem 3 puede incluir a las tareas propias placenteras del trabajo, y por lo tanto incrementar el entusiasmo y concentración. Para reducir el contenido irrelevante, estos ítems fueron descartados. Respecto al ítem 8, aunque su contenido puede representar una conducta típica incluida en la conducta procrastinadora (“En el trabajo, uso mensajería instantánea [Whatsapp, Skype, Twitter, etc] para cosas

no relacionados con mis tareas”), su relación con su factor específico (F2) fue moderadamente alto, y fue descartado. En el ítem 9, su carga factorial en Fg fue moderadamente aceptable pero su correlación con EPG fue cero; sin embargo, parece ser contextualmente relevante debido a la orientación social como un medio de expresar la conducta procrastinadora en contexto estos manuscritos fueron los que presentaron conflictos de interés.

El modelo final, luego de aplicar los criterios y análisis conceptual anteriores, mostró un ajuste general bueno ($RMSR = .037$). La potencial replicabilidad de la variable latente (coeficiente H) y su determinabilidad (coeficiente FDI) se mantuvieron consistentes con el factor general (Fg) en el modelo bifactor aun con la reducción sustancial de ítems. La estimación de la consistencia desde el modelamiento factorial, obtuvo un coeficiente Confiabilidad omega $.866$ (IC 95% = $.836, .889$), alfa = $.846$ ($.812, .873$)

La correlación Pearson de la nueva versión del PAWS con los síntomas de ansiedad (GAD-2) fue $.078$ (IC 95% = $-.049, .205$), $p > .05$; con los síntomas de depresión ocurrió lo mismo ($r = .055$, IC 95% = $-.072, .182$), $p > .05$. Estos resultados de magnitud trivial y estadísticamente no significativas indican relaciones divergentes con ambas conductas emocionales. En relación a la procrastinación general (EPG), la correlación fue $.578$ ($p < .01$; IC 95% = $.487, .656$), que corresponde a una alta covariación entre ambos constructos e indica la convergencia en ambas.

Discusión

El presente estudio es la primera evaluación psicométrica del PAWS en Hispanoamérica, una reciente medida que mide la procrastinación enfocada en el contexto laboral. Como variable individual, este tipo de conducta puede ser potencialmente omnipresente en todo contexto laboral, pero en varios contextos culturales aun no es directamente explorado, como en la región latinoamericana, y

específicamente en trabajadores peruanos. Respecto a los resultados descriptivos, estos indicaron que la conducta procrastinadora en el trabajo no parece ser de habitual frecuencia. Esto fue observado en las respuestas a todos los ítems, y consecuentemente también en la distribución del puntaje total. Aunque la respuesta anónima al PAWS puede atenuar la deseabilidad social, sin una medida que controle la respuesta socialmente aceptada en relación a la conducta procrastinadora, esta conclusión debe tomarse con precaución, y motivar la elaboración futuras hipótesis de trabajo.

El principal hallazgo psicométrico discrepante respecto al estudio original (Metin et al., 2016) fue la dimensionalidad del instrumento, porque nosotros obtuvimos que una sola dimensión latente representa mejor la estructura de los ítems del PAWS. Mientras que el estudio primario obtuvo dos dimensiones, nuestros datos arrojaron que la correlación latente entre las dimensiones fueron altas, y comúnmente esta elevada correlación sugiere poca discriminación conceptual de conductas, y una plausible dimensión general (Reise, 2012; Reise et al., 2013; Rodríguez et al., 2016). Otros resultados que complementaron la decisión sobre la unidimensionalidad fue la complejidad factorial, un aspecto que confunde la interpretación del constructo medido y usualmente no indica una buena medida si este no fue construido teóricamente con algún grado de complejidad (Merino & Grimaldo, 2011). Efectivamente, la magnitud de las cargas factoriales cruzadas entre alguno de estos ítems (entre 0.0 y .40) indicó que la independencia de los factores puede considerarse solamente moderada (Marsh et al., 2013). Adicionalmente, la congruencia entre la hipótesis estructural (ítems en sus factores específicos) no fue satisfactoria, y se requirió evaluar una nueva configuración. Los resultados finales de la estructura interna mostraron una reconfiguración importante de las conductas muestras por los ítems del PAWS, debido que la dimensionalidad de los datos para la presente muestra fue mejor caracterizada por una sola dimensión. La alta correlación, y la complejidad de los ítems fueron decisivas para generar esta unidimensionalidad preferida. Plausiblemente, existe varianza proveniente

de aspectos culturales que influyó en este resultado. Estudios de comparabilidad cultural sobre constructos requieren la verificación de la estructura interna para poder avanzar en otros objetivos no psicométricos, como la comparación entre grupos (procrastinadores vs no procrastinadores) o la predictividad del comportamiento laboral no adaptativo.

La nueva dimensionalidad del PAWS no es necesariamente problemática si se interpreta desde la visión *etic* – *emic* (Berry, 1989; Pike, 1954). El enfoque *emic* se refiere a la asumida universalidad de los constructos en diferentes contextos culturales, mientras que el enfoque *etic* supone lo contrario (Berry, 1989). Desde este marco, los resultados pueden representar la diferencia cultural del constructo, originado por su operacionalización en un contexto (e.g., trabajadores holandeses y turcos del estudio de Metin et al., 2016) con numerosas diferencias al nuevo contexto de su aplicación (e.g., trabajadores peruanos). Aunque las modificaciones que realizamos en el contenido del PAWS ocurrieron predominantemente en aspectos de forma, los aspectos diferenciales de las condiciones de trabajo en el contexto peruano pueden explicar la diferente dimensionalidad comparada con las condiciones de los participantes de los estudios primarios del PAWS. En este sentido, la adaptación iniciada en el presente estudio trató de vincular los cambios de contenido con la representatividad universal de la procrastinación laboral, en la línea de un enfoque combinado *etic-emic* (Cheung et al., 2011; Helfrich, 1999). Pero otras explicaciones también son razonables y no tienen menos ponderación que la variabilidad inter-cultural; por ejemplo, la idiosincrasia de la muestra de estudio.

En la evaluación de las relaciones con otras variables, con los síntomas de ansiedad y depresión se hallaron magnitudes en el nivel del error de muestreo, y por lo tanto parece ser una generalización de los estudios previos que relacionaron estas conductas emocionales (Bestwick et al., 1988; Jhonson & Bloom, 1995; Martin et al., 1995; Meahbrarian, 2000; Mckean, 1994; Sadler & Sacks, 1993; Sénécal

et al., 1995). Asimismo, en estudios previos sobre la relación entre ansiedad y procrastinación en otros contextos (e.g. educativo), se encontró relación positiva entre ansiedad y procrastinación (Barutçu & Demir, 2019; Beutel et al., 2016; Onwuegbuzie, 2004; Vahedi et al., 2012; Van Eerde, 2003). Además, en estudios previos sobre procrastinación y depresión se llegó al hallazgo que ambos tienen relación positiva ya que en el contexto académico se encontró que las altas puntuaciones en una escala de depresión se relaciona directamente a la procrastinación, lo que ocasionaba que muchos de los evaluados tengan la tendencia a rumiar pensamientos negativos (Constantin et al., 2018). Aunque estos resultados aplicados en el contexto educativo no están directamente relevantes para el contexto laboral, nos dan una pista de las evidencias nomológicas que pueden ser esperadas entre la ansiedad y la procrastinación laboral.

Las limitaciones del estudio son explicadas a continuación. Una de las limitaciones fue no incluir una medida de deseabilidad social para controlar la potencial respuesta orientada hacia la aceptación social. Debido a que el contenido muestreado por el PAWS refiere comportamientos que deterioran el desempeño laboral, es razonable que su expresión en un auto-informe pueda ser subestimada. La segunda limitación se refiere a dos aspectos del muestreo; a) la representatividad de la muestra respecto a otros puestos de trabajos, o respecto a un grupo homogéneo, para obtener una distribución de la conducta procrastinadora más precisa y con menor error de muestreo; y b) el tamaño muestral, que requiere ser de una magnitud mayor para garantizar la estabilidad de los parámetros psicométricos. La tercera limitación se refiere al diseño de la adaptación, esto es, que la exploración emic del constructo requiere un abordaje combinado de procedimientos cualitativos y cuantitativos, que profundice las similitudes y diferencias de los conceptos contenidos en la procrastinación laboral dependientes del contexto cultural.

Referencias

- Aiken, L. R. (1980). Content validity and reliability of single items or questionnaires. *Educational and Psychological Measurement*, 40, 955-959. <http://dx.doi.org/10.1177/001316448004000419>
- Aiken, L. R. (1985). Three coefficients for analyzing the reliability and validity of ratings. *Educational and Psychological Measurement*, 45, 131-142. <http://dx.doi.org/10.1177/0013164485451012>
- Alvarez, O. (2010). Procrastinación general y académica en una muestra de estudiantes de secundaria de Lima metropolitana. *Revista Persona*, 13, 159-177. <https://doi.org/10.26439/persona2010.n013.270>
- Barutçu Yıldırım, F., & Demir, A. (2019). Self-Handicapping Among University Students: The Role of Procrastination, Test Anxiety, Self-Esteem, and Self-Compassion. *Psychological Reports*. <https://doi.org/10.1177/0033294118825099>
- Bentler, P. M., & Wu, E. J. C. (2017). *EQS 6.3 for Windows, Build 116* [Programa estadístico]. California: Multivariate Software, Inc.
- Berry, J. W. (1989). Imposed etics, emics, derived etics. *International Journal of Psychology*, 24, 721-735. <https://doi.org/10.1080/00207598908247841>
- Beswick, G., Rothblum, E. D., & Mann, L. (1988). Psychological antecedents of student procrastination. *Australian Psychologist*, 23, 207-217 <https://doi.org/10.1080/00050068808255605>
- Beutel, M. E., Klein, E. M., Aufenanger, S., Brähler, E., Dreier, M., Müller, K. W., & Wölfling, K. (2016). Procrastination, Distress and Life Satisfaction across the Age Range - A German Representative Community Study. *PloS one*, 11(2), e0148054. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0148054>
- Blair, J., & Lacy, M. (2000). Statistics of ordinal variation. *Sociological Methods and Research*, 28(3), 251-280. <https://doi.org/10.1177/0049124100028003001>
- Browne, M. (1972). Oblique rotation to a partially specified target. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, 25, 207-212. <https://doi.org/10.1111/j.2044-8317.1972.tb00492.x>

- Brunner, M., Nagy, G., & Wilhelm, O. (2012). A tutorial on hierarchically structured constructs. *Journal of Personality*, 80, 796-846. <https://doi.org/10.1111/j.1467-6494.2011.00749.x>
- Chen, F. F., Hayes, A., Carver, C. S., Laurenceau, J.-P., & Zhang, Z. (2012). Modeling general and specific variance in multifaceted constructs: A comparison of the bifactor model to other approaches. *Journal of Personality*, 80, 219-251. <https://doi.org/10.1111/j.1467-6494.2011.00739.x>
- Cheung, F. M., van de Vijver, F. J. R., & Leong, F. T. L. (2011). Toward a new approach to the study of personality in culture. *American Psychologist*, 66(7), 593-603. <https://doi.org/10.1037/a0022389>
- Coe, R., & Merino, C. (2003) Magnitud del efecto: Una guía para investigadores y usuarios. *Revista de Psicología - PUCP*, 21(1), 147-177.
- Cohen, J. (1988). *Statistical power analysis for the behavioral sciences* (2nd ed.). Hillsdale, NJ: Erlbaum.
- Constantin, K., English, M. M., & Mazmanian, D. (2018). Anxiety, depression, and procrastination among students: Rumination plays a larger mediating role than worry. *Journal of Rational-Emotive & Cognitive-Behavior Therapy*, 36(1), 15-27. <https://doi.org/10.1007/s10942-017-0271-5>
- Effert, B., & Ferrari, J. (1989). Decisional procrastination: Examining personality correlates. *Journal of Social Behavior & Personality*, 4(1), 151-161.
- Ferrando, P. J., & Lorenzo-Seva, U. (2018). Assessing the quality and appropriateness of factor solutions and factor score estimates in exploratory item factor analysis. *Educational and Psychological Measurement*, 78(5), 762-780. <https://doi.org/10.1177/0013164417719308>
- Ferrari, J. R., & Emmons, R. A. (1995). Methods of procrastination and their relation to self-control and self-reinforcement: An exploratory study. *Journal of Social Behavior & Personality*, 10(1), 135-142.
- Graham, J. M. (2006). Congeneric and (essentially) tau-equivalent estimates of score reliability: what they are and how to use them.

- Educational and Psychological Measurement*, 66(6), 930-944.
<https://doi.org/10.1177/0013164406288165>
- Hancock, G. R., & Mueller, R. O. (2013). *Structural equation modeling. A second course* (2nd ed.). Charlotte, NC: Information Age Publishing.
- Harman, H. H. (1962). *Modern factor analysis* (2nd Ed.). Chicago: University of Chicago Press.
- Helfrich, H. (1999). Beyond the dilemma of cross-cultural psychology: resolving the tension between etic and emic approaches. *Culture & Psychology*, 5(2), 131-153. <https://doi.org/10.1177/1354067X9952002>
- Hemphill, J. F. (2003). Interpreting the magnitudes of correlation coefficients. *American Psychologist*, 58(1), 78-80. <https://doi.org/10.1037/0003-066X.58.1.78>
- Hen, M., & Goroshit, M. (2018). General and life-domain procrastination in highly educated adults in Israel. *Frontiers in psychology*, 9, 1173. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2018.01173>
- Johnson, J. L., & Bloom, A. M. (1995). An analysis of the contribution of the five factors of personality to variance in academic procrastination. *Personality and Individual Differences*, 18, 127-133 [https://doi.org/10.1016/0191-8869\(94\)00109-6](https://doi.org/10.1016/0191-8869(94)00109-6)
- Kelley, T. L. (1935). *Essential traits of mental life, Harvard Studies in Education* (Vol. 26). Cambridge: Harvard University Press.
- Klingsieck, K. B. (2013). Procrastination in different life-domains: is procrastination domain specific? *Current Psychology*, 32(2), 175-185. <https://doi.org/10.1007/s12144-013-9171-8>
- Lacy, M. (2006). An explained variation measure for ordinal response models with comparisons to other ordinal r^2 measures. *Sociological Methods and Research*, 34, 469-520. <https://doi.org/10.1177/0049124106286329>
- Lay, C. (1986). At last, my research article on procrastination. *Journal of Research in Personality*, 20, 474-495. [https://doi.org/10.1016/0092-6566\(86\)90127-3](https://doi.org/10.1016/0092-6566(86)90127-3)

- Lorenzo-Seva, U., & Ferrando, P. J. (2019). A general approach for fitting pure exploratory bifactor models. *Multivariate Behavioral Research*, 54(1), 15-30. <https://doi.org/10.1080/00273171.2018.1484339>
- Lorenzo-Seva, U., & ten Berge, J.M.F. (2006). Tucker's Congruence Coefficient as a meaningful index of factor similarity. *Methodology*, 2, 57-64. <https://doi.org/10.1027/1614-2241.2.2.57>
- Lorenzo-Seva, U., & Ferrando, P.J. (2013). FACTOR 9.2: A comprehensive program for fitting exploratory and semiconfirmatory factor analysis and IRT Models. *Applied Psychological Measurement*, 37(6), 497-498. <https://doi.org/10.1177/0146621613487794>
- Marron, K. (2000, January 20). Attack of the cyberslackers. *The Globe and Mail*, p. T5.
- Marsh, H. W., Ludtke, O., Nagengast, B., Morin, A. J. S., & Von Davier, M. (2013). Why item parcels are (almost) never appropriate: Two wrongs do not make a right—camouflaging misspecification with item parcels in CFA models. *Psychological Methods*, 18, 257-84. <https://doi.org/10.1037/a0032773>
- Martin, T. R., Flett, G. L., Hewitt, P. L., Krames, L., & Szanto, G. (1996). Personality correlates of depression and health symptoms: A test of a self-regulation model. *Journal of Research in Personality*, 30, 264-277 <https://doi.org/10.1006/jrpe.1996.0017>
- McCown, W., Johnson, J., & Petzel, T. (1989). *Procrastination, a principal components analysis*. *Personality and Individual Differences*, 10, 197-202. [https://doi.org/10.1016/0191-8869\(89\)90204-3](https://doi.org/10.1016/0191-8869(89)90204-3)
- McDonald, R. P. (1999). *Test theory: A unified treatment*. Erlbaum.
- McKean, K. J. (1994). Using multiple risk factors to assess the behavioral, cognitive, and affective effects of learned helplessness. *Journal of Psychology*, 128, 177-183 <https://doi.org/10.1080/00223980.1994.9712721>
- Mehrabian, A. (2000). Beyond IQ: Broad-based measurement of individual success potential or “emotional intelligence”. *Genetic, Social, and General Psychology Monographs*, 126, 133-239

- Merino, C., & Grimaldo, M. (2011). Complejidad factorial y conductas moralmente controversiales. *Revista Argentina de Ciencias del Comportamiento*, 3(3), 38-43.
- Merino, C. & Livia, C. (2009). Intervalos de confianza asimétricos para el índice la validez de contenido: un programa Visual Basic para la V de Aiken. *Anales en Psicología*, 25(1), 169-171. <https://doi.org/10.6018/analesps.34.3.283481>
- Merino, C. (2011). Editorial. *Avances en Psicología Latinoamericana*, 29(2), 7-10.
- Metin, B., Taris, T., & Peeters, M. (2016). Measuring procrastination at work and its associated workplace aspects. *Personality and Individual Differences*, 101, 254-263. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2016.06.006>
- Milgram, N. N., Mey-Tal, G., & Levison, Y. (1998). Procrastination, generalized or specific, in college students and their parents. *Personality and Individual Differences*, 25(2), 297-316. [https://doi.org/10.1016/S0191-8869\(98\)00044-0](https://doi.org/10.1016/S0191-8869(98)00044-0)
- Onwuegbuzie, A. (2004). Academic procrastination and statistics anxiety. University of South Florida. *Assesment & Evaluation in Higher Education*, 29(1), 1-18. <https://doi.org/10.1080/0260293042000160384>
- Penfield, R. D., & Giacobbi, P. R., Jr. (2004). Applying a score-confidence interval to Aiken's item content-relevance index. *Measurement in Physical Education and Exercise Science*, 8(4), 213-225. http://dx.doi.org/10.1207/s15327841mpee0804_3
- Pike, K.L. (1954). Emic and etic standpoints for the description of behavior. In K.L. Pike (Ed.), *Language in relation to a unified theory of the structure of human behavior* (pp. 8-28). Glendale, IL: Summer Institute of Linguistics. <https://doi.org/10.1037/14786-002>
- Polit, D. F., & Beck, C. T. (2006). The content validity index: Are you sure you know what's being reported? Critique and recommendations. *Research in Nursing & Health*, 29, 489-497. <http://dx.doi.org/10.1002/nur.20147>

- Popoola, B. (2005). A study of the relationship between procrastinatory behaviour and academic performance of undergraduate students in a Nigerian university. *Journal of Social Sciences*, 11(3), 215-218. <https://doi.org/10.1080/09718923.2005.11892516>
- Postman, N. (1992). *Technopoly: The surrender of culture to technology*. Vintage
- Reise, S. P. (2012). The rediscovery of bifactor measurement models. *Multivariate Behavioral Research*, 47(5), 667-696. <https://doi.org/10.1080/00273171.2012.715555>
- Reise, S. P., Scheines, R., Widaman, K. F., & Haviland, M. G. (2013). Multidimensionality and structural coefficient bias in structural equation modeling: A bifactor perspective. *Educational and Psychological Measurement*, 73(1), 5-26. <https://doi.org/10.1177/0013164412449831>
- Rodriguez, A., Reise, S. P., & Haviland, M. G. (2016). Evaluating bifactor models: Calculating and interpreting statistical indices. *Psychological Methods*, 21, 137-150. <https://doi.org/10.1037/met0000045>
- Saddler, C. D., & Sacks, L. A. (1993). Multidimensional perfectionism and academic procrastination: Relationships with depression in university students. *Psychological Reports*, 73, 863-871. <https://doi.org/10.2466/pr0.1993.73.3.863>
- Senécal, C., Koestner, R., & Vallerand, R. (1995). Self-regulation and academic procrastination. *Journal of Social Psychology*, 135(5), 607-619. <https://doi.org/10.1080/00224545.1995.9712234>
- Solomon, L. J., & Rothblum, E. D. (1984). Academic procrastination: Frequency and cognitive-behavioral correlates. *Journal of Counseling Psychology*, 31(4), 503-509. <https://doi.org/10.1037/0022-0167.31.4.503>
- Timmerman, M. E. & Lorenzo-Seva, U. (2011). Dimensionality assessment of ordered polytomous items with parallel analysis. *Psychological Methods*, 16, 209-220. <https://doi.org/10.1037/a0023353>
- Tucker, L. R. (1951). A method for synthesis of factor analysis studies. *Personnel Research Section Report*, 984. Department of the Army.

- Vahedi, Sh., Farrokhi, F., & Gahramani, F. (2012). The relationship between procrastination, learning strategies and statistics anxiety among iranian college students: a canonical correlation analysis. *Iran Journal of Psychiatry Behavior Sciences*, 6(1), 17-33. <https://doi.org/10.1016/j.sbspro.2011.10.314>
- Van Eerde, W. (2003). A meta-analytically derived nomological network of procrastination. *Personality Individual Differences*, 35(1), 1401-1418. [https://doi.org/10.1016/S0191-8869\(02\)00358-6](https://doi.org/10.1016/S0191-8869(02)00358-6)

Recibido: 14/02/2020

Revisado: 30/12/2024

Aceptado: 24/02/2025