

Páginas: 71-81
Recibido: 2022-07-22
Revisado: 2022-10-04
Aceptado: 2022-11-10
Preprint: 2023-01-31
Publicación Final: 2023-01-31







www.revistascientificas.us.es/index.php/fuentes/index

DOI: <https://doi.org/10.12795/revistafuentes.2023.21581>

Academic Procrastination Scale-Short Form: un meta-análisis de generalización de la fiabilidad

Academic Procrastination Scale-Short Form: a reliability generalization meta-analysis

  **Sergio Hidalgo-Fuentes**
Universitat de València (España)

  **Isabel Martínez-Álvarez**
Universidad a Distancia de Madrid -UDIMA (España)

Resumen

La procrastinación es una conducta habitual entre los estudiantes de diferentes niveles académicos que se relaciona con numerosas consecuencias negativas. El objetivo del presente trabajo es estimar la fiabilidad de la Academic Procrastination Scale-Short Form (APS-SF) mediante un meta-análisis de generalización de la fiabilidad. Se realizó una búsqueda sistemática en cinco bases de datos y se revisaron las referencias del artículo original de validación de la APS-SF. La estimación combinada de la fiabilidad de la prueba se realizó mediante un metanálisis de efectos aleatorios sobre 25 muestras independientes pertenecientes a 22 publicaciones. Los alfas de Cronbach se utilizaron como tamaño del efecto y se normalizaron sus distribuciones mediante la transformación de Bonett. La heterogeneidad fue evaluada a través de la Q de Cochran y el estadístico I^2 . El riesgo de sesgo de publicación se valoró mediante el gráfico de embudo y el test de regresión de Egger. La fiabilidad combinada estimada es de .89 (IC 95% = .87, .90). Los análisis de meta-regresión y ANOVA muestran que la edad es un moderador estadísticamente significativo. No se observa riesgo de sesgo de publicación. Este trabajo muestra como la APS-SF es una herramienta fiable para la medición de la procrastinación académica.

Abstract

Procrastination is a common behavior among students of different academic levels that is related to numerous negative consequences. The objective of this study is to estimate the reliability of the Academic Procrastination Scale-Short Form (APS-SF) through a reliability generalization meta-analysis. A systematic search was performed in five databases and the references of the original APS-SF validation article were reviewed. The pooled estimate of test reliability was performed using a random effects meta-analysis of 25 independent samples from 22 publications. Cronbach's alphas were used as effect size and their distributions were normalized using the Bonett transformation. Heterogeneity was evaluated using Cochran's Q and the I^2 statistic. Risk of publication bias was assessed using the funnel plot and Egger's regression test. The pooled confidence estimate is .89 (95% CI = .87, .90). Meta-regression and ANOVA analyses show that age is a statistically significant moderator. No risk of publication bias is observed. This work shows how the APS-SF is a reliable tool for measuring academic procrastination.

Palabras clave / Keywords

Test psicológico, Procrastinación, Estadística, Estudiante.
Psychological test, Procrastination, Statistics, Student.

1. Introducción

A día de hoy, todavía no existe una única definición de la procrastinación totalmente delimitada y acordada. Pese a ello, la mayoría de las explicaciones ofrecidas incluyen la mención a que la procrastinación supone un aplazamiento de las tareas que se tenían planificadas dentro de un plazo más o menos concreto. Según diferentes autores, tales como Rebetz et al. (2016), esta dilación de obligaciones se presenta incluso en aquellos casos en los que el protagonista es consciente de que está actuando en contra de su bienestar o interés propio. En esta línea, Klingsieck (2013b) definió la procrastinación como el retraso voluntario de una actividad necesaria y/o importante, a pesar de la anticipación de consecuencias negativas a causa de la realización de esta conducta. Mientras que algunas personas, conocidas como procrastinadores crónicos, muestran una tendencia a procrastinar en la mayoría de los ámbitos de su vida, otras solo presentan esta conducta en ámbitos específicos, como el laboral o el académico (Klingsieck, 2013a). Esto, como cabe esperar, conlleva diferentes consecuencias.

Si nos centramos en el contexto educativo, la procrastinación académica puede definirse como la demora deliberada e innecesaria en la realización de tareas académicas (Zhao & Elder, 2020). Precisamente, es en el entorno académico donde la procrastinación alcanza mayores niveles de prevalencia, llegándose a triplicar la tasa alcanzada en la población general (Svardal et al., 2020). De hecho, se estima que un 90% de los estudiantes universitarios procrastinan al menos una hora diaria (Rahimi et al., 2016). Cabe, por tanto, evaluar este aspecto en profundidad para poder indagar acerca de los motivos que llevan a los estudiantes a dilatar en el tiempo sus tareas, a pesar de las consecuencias negativas que les suponen este proceso.

Resulta evidente que este proceso de procrastinación supone una conducta poco adaptativa e inadecuada, ya que provoca desventajas en el individuo y no le permite desenvolverse de manera eficaz en la sociedad (Sirois & Pychyl, 2013). Uno de los retos de los investigadores actualmente es el de indagar acerca de las causas por las que los individuos tienden a procrastinar porque, solo de ese modo, se podrán tener indicios sobre la manera más efectiva de intervenir, con la intención de reducir, o incluso eliminar, la dilación de las tareas planificadas, lo que conllevaría, como hemos dicho previamente, a un rendimiento más eficaz a nivel tanto personal como social. La procrastinación académica se ha relacionado con diversas características emocionales y de personalidad como inflexibilidad psicológica (Eisenbeck et al., 2019), baja autoestima (Hidalgo-Fuentes et al., 2022), estrés (Niazov et al., 2022), baja autoeficacia (Liu et al., 2020), ansiedad (Yang et al., 2019), perfeccionismo desadaptativo (Abdollahi et al., 2020) o dificultades en la regulación emocional (Bytamar et al., 2020). Por tanto, se puede decir que el hecho de dilatar en el tiempo las tareas académicas planificadas tiene repercusiones sobre el bienestar personal.

Adicionalmente, la procrastinación tiene un importante impacto negativo en el ámbito académico relacionándose con niveles bajos de rendimiento académico (Hidalgo-Fuentes et al., 2021), deseo de abandonar los estudios (Bäulke et al., 2018), conductas académicas deshonestas (Clariana et al., 2012), disminución del compromiso académico (Aspée et al., 201) o mayor dificultad para motivarse (Melgaard et al., 2022). Debido a los numerosos resultados negativos con los que se asocia, no es de extrañar que el estudio de la procrastinación académica se haya visto incrementado de manera significativa durante las últimas décadas (Tao et al., 2021).

Debido a lo anteriormente comentado, y como ya hemos venido mencionando, parece evidente que existe una necesidad de evaluar de manera profunda la procrastinación a través de herramientas fiables y válidas. A pesar de que existen numerosos trabajos centrados en la evaluación de la procrastinación en el contexto educativo, son aún poco frecuentes las herramientas para evaluar la medida de la procrastinación en cuanto a las tareas en este ámbito (Yockey, 2016). Así, algunas de las herramientas más utilizadas para evaluar la procrastinación académica, como la Tuckman Procrastination Scale (Tuckman, 1991), miden la procrastinación en el ambiente académico mediante ítems de carácter general. Hace aproximadamente una década, McCloskey (2011) desarrolló en su Tesis Doctoral la Academic Procrastination Scale (APS), un instrumento de 25 ítems con un formato de respuesta tipo Likert diseñado específicamente para la evaluación de la procrastinación académica desde un enfoque general, sin centrarse en distintos tipos de tareas académicas. A pesar de mostrar buenas cualidades psicométricas, la detección de ítems redundantes llevó al autor a proponer una versión reducida con los cinco ítems de la escala original que presentaron correlaciones ítem-total superiores a .70, a la se denomina Academic Procrastination Scale-Short Form (APS-SF). La validación psicométrica de la APS-SF fue realizada por Yockey (2016), hallando una fiabilidad medida mediante el alfa de Cronbach de .87 y una validez adecuada, mostrando correlaciones de moderadas a grandes tanto con la Tuckman Procrastination Scale (Tuckman, 1991) como con la Procrastination Assessment Scale-Students (Solomon & Rothblum, 1984).

Sin embargo, es importante destacar que la fiabilidad no es una propiedad intrínseca de una prueba, sino que varía entre diferentes aplicaciones en función de las características de la muestra, de la propia prueba y del contexto de aplicación (Irwing et al., 2018). La generalización de la fiabilidad, desarrollada por Vacha-Haase (1998), es la aplicación de técnicas meta-analíticas para examinar el rango de fiabilidad de una prueba en un grupo de estudios primarios, así como para estimar una puntuación de fiabilidad combinada para el conjunto de los mismos. Adicionalmente, una generalización de la fiabilidad también permite examinar qué características de los estudios moderan de manera significativa la fiabilidad de una prueba (Sánchez-Meca et al., 2013; Vacha-Haase et al., 2002). Así, el coeficiente de fiabilidad obtenido a través de una generalización de la fiabilidad que agrupa diversos estudios primarios puede ser un dato importante a la hora de decidir sobre la conveniencia de utilizar una determinada prueba. El objetivo principal del presente trabajo es, por tanto, evaluar la fiabilidad de la APS-SF mediante un meta-análisis de generalización de la fiabilidad realizado sobre aquellos estudios empíricos que han utilizados esta escala. Adicionalmente, el segundo objetivo es examinar si diferentes características de los estudios pueden afectar a la fiabilidad obtenida.

2. Metodología

Este meta-análisis de la generalización de la fiabilidad fue realizado de acuerdo a las pautas de la guía REGEMA (Sánchez-Meca et al., 2021).

2.1 Búsqueda y selección de estudios

Con el objetivo de localizar todos los estudios que habían aplicado la APS-SF se realizó una doble estrategia de búsqueda. En primer lugar, se llevó a cabo una búsqueda sistemática en las bases de datos Scopus, PsycINFO, ERIC, Google Scholar y ProQuest Dissertations & Theses Global utilizando los términos de búsqueda "Academic Procrastination Scale-Short Form" y "APS-SF". La búsqueda fue restringida a registros publicados a partir de 2016, año en el que se realizó la validación de la APS-SF (2016), no realizándose otro tipo de restricciones. Adicionalmente, se consultaron las publicaciones que habían citado el artículo de Yockey (2016) en el que se validó la APS-SF mediante la herramienta "citado por" de Google Scholar.

Para ser incluidos en este meta-análisis, los estudios debían cumplir los siguientes criterios de inclusión: 1) investigación empírica en la que se utilizó la APS-SF, aceptándose adaptaciones y modificaciones de la escala siempre que conservaran la estructura original de cinco ítems; 2) se reportó la fiabilidad mediante el coeficiente alfa de Cronbach para la muestra del estudio, excluyéndose aquellos estudios que presentaron un coeficiente alfa inducido; 3) tamaño de la muestra de al menos 30 sujetos, siguiendo el criterio propuesto por Rea y Parker (2014); y 4) publicados en español o inglés.

2.2 Extracción de datos

Se extrajeron los siguientes datos de todos los estudios incluidos: 1) autor; 2) año de publicación; 3) tipo de publicación (artículos y literatura gris); 4) país en el que se realizó el estudio; 5) tipo de estudio (aplicado y psicométrico); 6) idioma en el que se aplicó la APS-SF; 7) tamaño de la muestra; 8) edad media de la muestra; 9) porcentaje de varones en la muestra; 10) población (estudiantes preuniversitarios, estudiantes universitarios y población general); modalidad del pase de la prueba (lápiz y papel y online); y 11) alfa de Cronbach. En caso de no incluir alguno de los datos necesarios, se envió un correo electrónico al autor de contacto solicitando la información.

El proceso de codificación fue realizado para todas las variables de manera independiente por los dos autores del trabajo. El porcentaje de acuerdo entre los dos codificadores fue del 94.01%. Las discrepancias se resolvieron por consenso.

2.3 Análisis estadísticos

Con el fin de estimar la fiabilidad de la APS-SF se utilizó el coeficiente alfa de Cronbach. Puesto que dicho coeficiente suele presentar una distribución asimétrica, y siguiendo la recomendación de Sánchez-Meca et al. (2013), los coeficientes alfa incluidos se transformaron con el objetivo de normalizar sus distribuciones y estabilizar sus varianzas, aplicándose la transformación de Bonett (2002): $T = \ln(1-|\alpha|)$. Una vez realizados los análisis meta-analíticos, los resultados se transformaron de vuelta a coeficientes alfas de Cronbach para

facilitar su interpretación. Asimismo, y atendiendo a la recomendación de Sánchez-Meca et al. (2021), la fiabilidad combinada también fue examinada mediante los alfas de Cronbach sin transformar a modo de análisis de sensibilidad.

El meta-análisis se realizó a través de un modelo de efectos aleatorios ponderando los coeficientes de fiabilidad por la inversa de la varianza. Los modelos de efectos aleatorios son generalmente preferibles a los modelos de efectos fijos ya que presentan estimaciones más precisas (Kisamore & Brannick, 2008). La evaluación de la heterogeneidad se evaluó mediante los estadísticos Q de Cochran e I^2 . Un valor Q significativo revela la existencia de variabilidad entre los estudios, mientras que el estadístico I^2 indica el porcentaje de variabilidad no debida a la variabilidad muestral. Para la interpretación del estadístico I^2 , se utilizó el criterio de Higgins et al. (2003), que identifica valores de 25% como bajos, 50% como medios y 75% como altos. El riesgo de sesgo de publicación se evaluó mediante la inspección visual del gráfico de embudo y la prueba de regresión de Egger. En el caso de que no exista sesgo de publicación, el gráfico de embudo debe mostrar una apariencia simétrica en torno a la fiabilidad promedio, mientras que la prueba de regresión de Egger debe presentar un resultado no significativo. Con el objetivo de valorar la estabilidad del resultado y el impacto individual de los estudios incluidos, se llevaron a cabo análisis de sensibilidad mediante la realización del método "dejar uno fuera", realizando meta-análisis excluyendo sucesivamente cada uno de los estudios.

Se realizaron análisis de meta-regresión para examinar el papel de posibles variables moderadoras de carácter continuo y, en el caso de variables categóricas, se llevaron a cabo ANOVAs y análisis de subgrupos. Para el análisis de subgrupos, siguiendo la recomendación de Fu et al. (2011), cada subgrupo debía contar con un mínimo de cuatro estudios, cuando esto no fue posible por contar con un menor número de estudios, los restantes se agruparon en el subgrupo otros.

Todos los análisis se llevaron a cabo en el entorno R Studio mediante el paquete estadístico metafor (Viechtbauer, 2010).

3. Resultados

Se identificaron un total de 262 publicaciones mediante la búsqueda sistemática y las referencias de Yockey (2016). El proceso de selección de estudios, ilustrado mediante un diagrama de flujo PRISMA (Moher et al., 2009), que puede observarse en la Figura 1, dio como resultado la recuperación de 22 trabajos que presentaban un total de $k = 25$ coeficientes de fiabilidad alfa de Cronbach de la APS-SF que fueron incluidos en el meta-análisis de generalización de la fiabilidad.

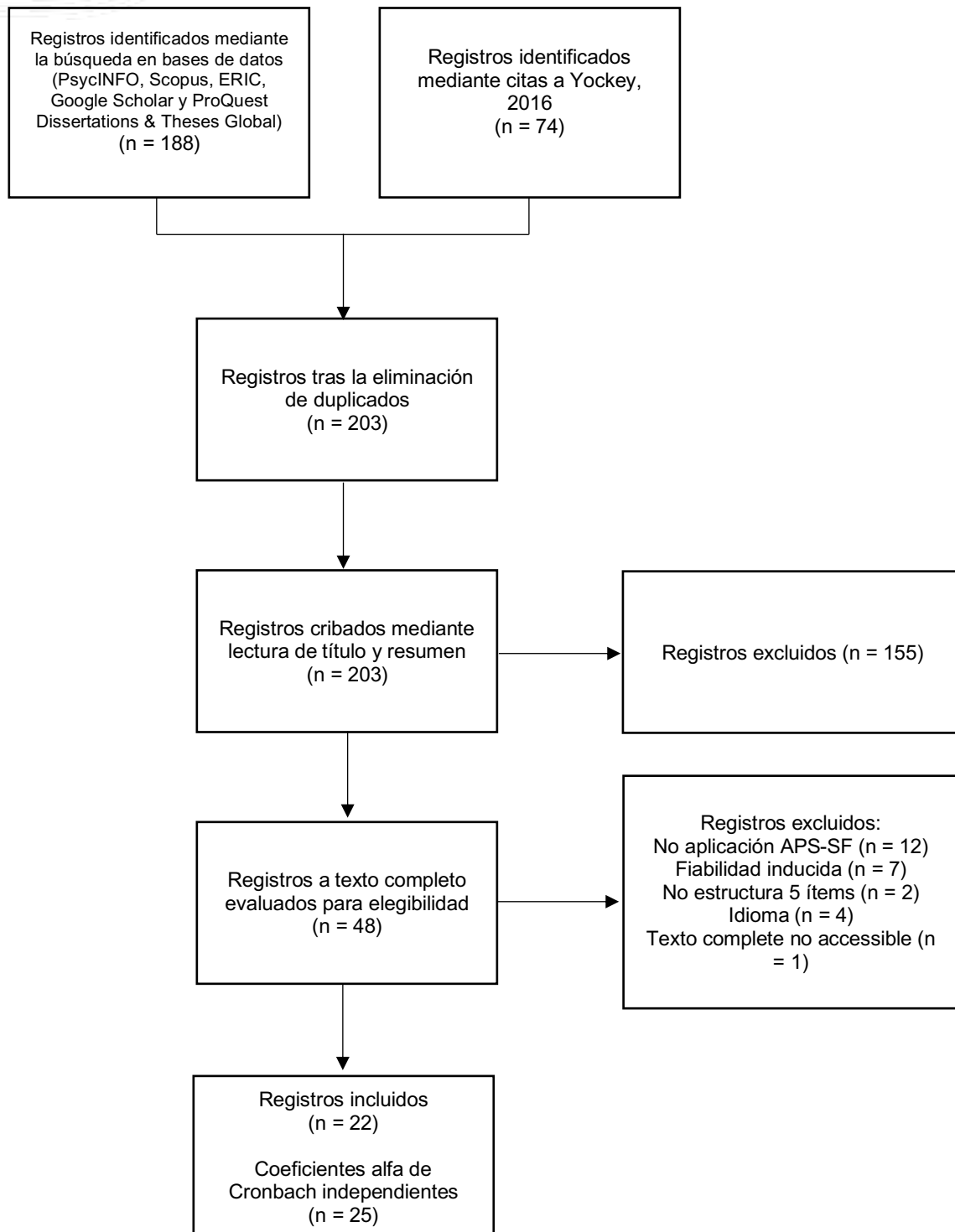


Figura 1. Diagrama de flujo PRISMA de la selección de estudios

Las publicaciones incluidas fueron tanto artículos científicos (77.27%) como tesis (22.73%), publicadas entre los años 2016 y 2022. El país en el que se realizaron un mayor número de estudios fue EEUU (36%). La muestra total combina de todos los estudios alcanzó los 11.694 sujetos, con un rango de edad de entre 17.1 y 40.61 años. Se observa un mayor número de mujeres entre los participantes de los estudios (61.16%). Los coeficientes alfa de Cronbach reportados oscilan entre .73 y .96, habiéndose obtenido una mayoría de ellos

mediante un pase de la prueba online (57.69%) y en lengua inglesa (54.17%). Las características de los estudios seleccionados pueden observarse en la Tabla 1.

Tabla 1
Características de los estudios incluidos

| Estudio | Tipo de Publicación | País | Finalidad del estudio | n | Edad | Sexo | Población | Pase | Alfa |
|-----------------------------|---------------------|----------------|-----------------------|------|-------|-------|-------------------|--------|-------|
| Aznar-Díaz et al., 2020(1) | Artículo | España | Aplicado | 371 | 22,01 | 25,34 | Universitarios | Lápiz | 0,888 |
| Aznar-Díaz et al., 2020(2) | Artículo | México | Aplicado | 387 | 19,59 | 45,99 | Universitarios | Lápiz | 0,885 |
| Balkis & Duru, 2022 | Artículo | Turquía | Psicométrico | 272 | 21,55 | 23,16 | Universitarios | Lápiz | 0,88 |
| Brando Garrido, 2020 | Tesis | España | Aplicado | 212 | 22,6 | 24,53 | Universitarios | Lápiz | 0,89 |
| Brando-Garrido et al., 2020 | Artículo | España | Psicométrico | 178 | 22,73 | 19,66 | Universitarios | Lápiz | 0,87 |
| Cheng & Xie, (2021) | Artículo | EEUU | Aplicado | 207 | 21 | 25 | Universitarios | Online | 0,87 |
| Corneille, 2022 | Tesis | Países Bajos | Aplicado | 50 | | 50 | Universitarios | Online | 0,91 |
| Fauzi & Mahudin, 2021 | Artículo | Malasia | Aplicado | 206 | 22,39 | 20,4 | Universitarios | Online | 0,86 |
| Fincham & May, 2021(1) | Artículo | EEUU | Aplicado | 454 | | 9,25 | Universitarios | Online | 0,93 |
| Fincham & May, 2021(2) | Artículo | EEUU | Aplicado | 326 | 20,12 | 5,83 | Universitarios | Online | 0,92 |
| Imhof et al., 2021 | Artículo | Europa central | Aplicado | 134 | 31,61 | 48,51 | Universitarios | Online | 0,85 |
| Janta et al., 2019 | Artículo | Tailandia | Aplicado | 295 | 17,42 | 45,1 | Preuniversitarios | Lapiz | 0,89 |
| Martín-Puga et al., 2022 | Artículo | España | Psicométrico | 1486 | 13,07 | 46,03 | Preuniversitarios | Lapiz | 0,87 |
| Melo & Mendonça, 2020 | Artículo | Brasil | Aplicado | 1436 | 24,8 | 48,2 | Universitarios | Lapiz | 0,85 |
| Moon et al., 2020(1) | Artículo | EEUU | Aplicado | 96 | 24,23 | 30,2 | Universitarios | Online | 0,88 |
| Moon et al., 2020(2) | Artículo | EEUU | Aplicado | 166 | 40,61 | 38 | Población general | Online | 0,88 |
| Oshidary, 2019 | Tesis | EEUU | Aplicado | 278 | | 28 | Universitarios | Online | 0,9 |
| Schlacter, 2018 | Tesis | EEUU | Aplicado | 98 | | 29,6 | Universitarios | Online | 0,85 |
| Swift & Peterson, 2019 | Artículo | EEUU | Aplicado | 320 | 40 | 49 | Población general | Online | 0,96 |
| Tahir, 2021 | Tesis | Pakistán | Aplicado | 204 | | 52,5 | Universitarios | Online | 0,733 |
| Tian et al., 2021 | Artículo | China | Aplicado | 3511 | | 34,01 | Universitarios | Online | 0,901 |
| Yockey, 2016 | Artículo | EEUU | Psicométrico | 284 | 22,6 | 29 | Universitarios | Online | 0,87 |
| Yastibaş, 2020 | Artículo | Turquía | Aplicado | 64 | | | Universitarios | Lapiz | 0,831 |
| Yu et al., 2021 | Artículo | China | Aplicado | 465 | 17,1 | 39,1 | Preuniversitarios | Lapiz | 0,87 |
| Zambrano et al., 2022 | Artículo | Ecuador | Aplicado | 194 | 36,9 | 36,6 | Universitarios | Online | 0,94 |

En los análisis con las puntuaciones normalizadas mediante la transformación de Bonett, la muestra de 25 coeficientes alfa analizada mediante un modelo de efectos aleatorios alcanzó un valor alfa de .89 (IC 95% = .87, .90), $p < .001$. La evaluación del intervalo de predicción obtenido permite estimar que los estudios que utilicen la escala APS-SF probablemente obtengan valores alfa de entre .77 y .94. El resultado de la prueba Q de Cochran [$Q_{(24)} = 393.1784$, $p < .001$] lleva a rechazar la hipótesis nula de homogeneidad en los coeficiente alfa de Cronbach, mientras que el valor de I^2 de 95.39% indica que el grado de heterogeneidad entre los distintos estudios es elevada (véase Figura 2). Por su parte, el resultado del meta-análisis realizado

utilizando los alfas de Cronbach sin transformar arrojó un resultado global de alfa .88 (IC 95% = .87, .90), $p < .001$.

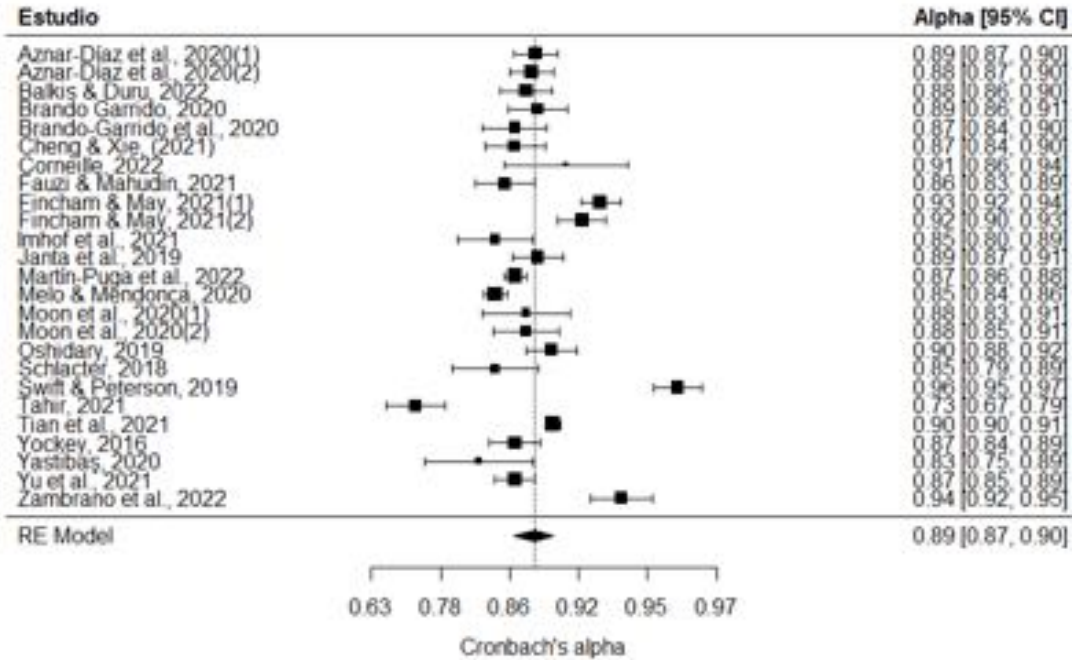


Figura 2. Forest plot para la generalización de la fiabilidad de la APS-SF

El gráfico de embudo no presenta una asimetría significativa (véase Figura 3), lo que se confirma con el resultado de la prueba de regresión de Egger ($p = .47$), por lo que no hay indicios de la existencia de sesgo de publicación para el presente metaanálisis. Asimismo, el análisis de sensibilidad omitiendo consecutivamente cada uno de los estudios incluidos no mostró una influencia individual excesiva de ninguno de ellos, oscilando la consistencia interna global entre .88 y .89.

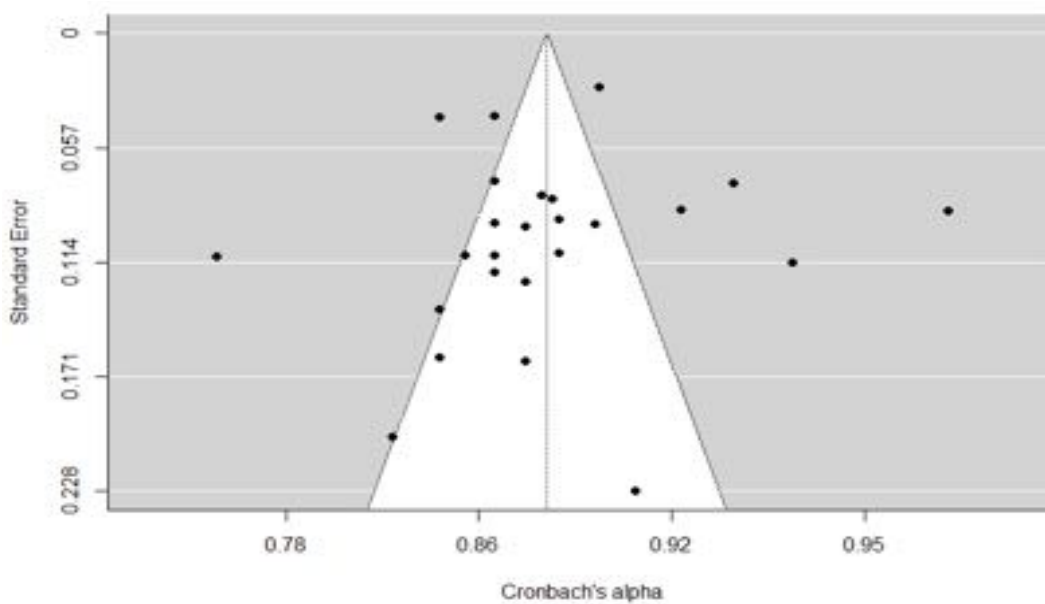


Figura 3. Gráfico de embudo para la evaluación del riesgo de sesgo de publicación

Se realizaron análisis de meta-regresión para valorar el papel de posibles variables moderadoras continuas. Como puede observarse en la Tabla 2, solo la edad de los sujetos resultó ser un moderador estadísticamente significativo ($p = .010$), explicando un 28.38% de la heterogeneidad encontrada entre los estudios primarios analizados. El signo positivo del coeficiente de regresión indica que, a mayor edad de los participantes, mayores niveles de fiabilidad presenta la APS-SF.

Tabla 2
Resultados de los análisis de moderación para variables continuas

| Variable | B_j | Error típico | p | R^2 | Q_E |
|--------------------|---------|--------------|------|--------|-------------|
| Sexo (% hombres) | -0.0053 | 0.0058 | .368 | 0% | 332.5371*** |
| Edad | 0.0235 | 0.0091 | .010 | 28.38% | 184.4138*** |
| Año de publicación | 0.0100 | 0.0561 | .858 | 0% | 393.1711*** |
| Tamaño muestral | 0.0000 | 0.0001 | .857 | 0% | 386.3928*** |

En relación a los análisis de moderación para variables categóricas, no existen diferencias estadísticamente significativas en función de la finalidad del estudio, el tipo de publicación, la modalidad del pase, la población o el país (véase Tabla 3).

Tabla 3
Resultados de los análisis de moderación para variables categóricas

| Variable | Categorías | α | IC 95% | QB | gl | p |
|-----------------------|----------------|----------|----------|--------|----|------|
| Finalidad del estudio | Aplicado | .89 | .87, .91 | 0.4876 | 1 | .485 |
| | Psicométrico | .87 | .82, .91 | | | |
| Tipo de publicación | Artículo | .89 | .87, .91 | 1.1735 | 1 | .279 |
| | Tesis | .87 | .81, .90 | | | |
| Modalidad del pase | Lápiz y papel | .87 | .84, .90 | 1.4062 | 1 | .236 |
| | Online | .89 | .87, .91 | | | |
| Población | Universitarios | .88 | .86, .90 | 1.0372 | 1 | .309 |
| | Otros | .90 | .87, .93 | | | |
| País | EEUU | .90 | .88, .92 | 2.8169 | 2 | .245 |
| | España | .88 | .83, .92 | | | |
| | Otros | .88 | .85, .90 | | | |

4. Discusión

El interés por el desarrollo y la utilización de escalas de medición cortas ha crecido considerablemente en los últimos tiempos (Ziegler et al., 2014). Este tipo de escalas presentan diversas ventajas frente a aquellas con un mayor número de ítems, como unos tiempos de aplicación menores o tasas de respuesta significativamente más elevadas (Galesic & Bosnjak, 2009); por el contrario, las escalas cortas suelen presentar a menudo problemas de consistencia interna, especialmente cuando esta se evalúa a través del alfa de Cronbach (Ziegler et al., 2014).

Tal y como se ha explicado en la introducción del trabajo, este tipo de escalas están comenzando a ser más frecuentes en el ámbito educativo con el fin de valorar la procrastinación que los estudiantes realizan de sus actividades. Esto es fundamental dadas las consecuencias negativas que hemos explicado que se derivan de este tipo de prácticas para el bienestar individual (Abdollahi et al., 2020; Bytamar et al., 2020; Eisenbeck et al., 2019; Hidalgo-Fuentes et al., 2022; Liu et al., 2020; Niazov et al., 2022; Yang et al., 2019) y en el rendimiento y las conductas a nivel académico (Bäulke et al., 2018; Clariana et al., 2012; Hidalgo-Fuentes et al., 2021). Por estos motivos, resulta de gran interés y pertinencia la evaluación y el análisis de la procrastinación en el ámbito educativo, con el fin de averiguar qué lleva a los estudiantes a actuar de ese modo.

En base a este marco, el objetivo principal del presente trabajo era estimar la fiabilidad de la APS-SF mediante un meta-análisis de generalización de la fiabilidad. Los resultados de los análisis realizados muestran como

la escala examinada, a pesar de contar únicamente con cinco ítems, obtiene una fiabilidad evaluada a través de los alfas de Cronbach de .89. Esta fiabilidad es considerada buena siguiendo el criterio propuesto por Cicchetti (1994) y adecuada para propósitos de investigación según el baremo establecido por Nunnally y Bernstein (1994). Los resultados alcanzados se han mostrado robustos y fiables ya que los análisis de sensibilidad realizados presentan resultados muy similares y no se han detectado indicios de sesgo de publicación. La heterogeneidad observada es alta, con un valor de I^2 de 95.39, por lo que indica la fiabilidad podría ser dependiente de características de la prueba, de los sujetos o del contexto de su administración, por lo que la práctica de inducir la fiabilidad señalando la correspondiente al estudio de validación de la escala original o alguna de sus adaptaciones es particularmente desaconsejable. A pesar de la alta heterogeneidad detectada, los resultados para examinar la existencia de variables moderadoras, mostraron que solo la edad resultó un moderador estadísticamente significativo, obteniéndose mayores niveles de fiabilidad a medida que aumentaba la edad de los sujetos evaluados, por lo que sería interesante realizar estudios psicométricos con muestras de menor edad para valorar correctamente las propiedades de la escala en estos rangos de edad. Los resultados del presente trabajo deben ser interpretados teniendo en cuenta sus limitaciones. En primer lugar, solo se seleccionaron estudios publicados en español o inglés, por lo que aplicaciones de la APS-SF publicadas en otros idiomas no estarían dentro de los análisis. En segundo lugar, solo uno de las posibles variables moderadoras examinadas resultó significativa, por lo que existe un porcentaje elevado de heterogeneidad encontrada no explicada. Por último, solo se tuvieron en cuenta aquellos estudios que evaluaban la fiabilidad mediante el coeficiente alfa de Cronbach.

A la vista de los resultados obtenidos, parece que esta prueba podría resultar eficaz y de gran utilidad a la hora de profundizar en este proceso de la procrastinación, que tan habitualmente ponemos en marcha los seres humanos y que aún ha sido poco estudiada en el campo educativo.

5. Conclusiones

Como conclusión, el meta-análisis de generalización de la fiabilidad realizado muestra como la APS-SF es una herramienta fiable para la evaluación de la procrastinación académica. En comparación con otras herramientas utilizadas para medir la procrastinación académica, la APS-SF presenta ítems específicos para este ámbito y consta de un número reducido de ítems, lo que facilita su aplicación. Por tanto, los resultados obtenidos apoyan la utilización de la APS-SF para la evaluación de la procrastinación académica.

Referencias

- Abdollahi, A., Maleki Farab, N., Panahipour, S., & Allen, K. A. (2020). Academic hardiness as a moderator between evaluative concerns perfectionism and academic procrastination in students. *The Journal of Genetic Psychology*, 181(5), 365-374. <https://doi.org/10.1080/00221325.2020.1783194>
- Aspée, J., González, J., & Herrera, Y. (2021). Relación funcional entre procrastinación académica y compromiso en estudiantes de educación superior: una propuesta de análisis. *Perspectiva Educativa*, 60(1), 4-22. <https://doi.org/10.4151/07189729-Vol.60-Iss.1-Art.1116>
- *Aznar-Díaz, I., Romero-Rodríguez, J. M., García-González, A., & Ramírez-Montoya, M. S. (2020). Mexican and Spanish university students' Internet addiction and academic procrastination: Correlation and potential factors. *PLOS ONE*, 15(5), e0233655. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0233655>
- *Balkis, M., & Duru, E. (2022). The examining psychometric characteristics of Academic Procrastination Scale-Short Form. *Pamukkale University Journal of Education*, 54, 410-425. <https://doi.org/10.9779/pauefd.952291>
- Bäulke, L., Eckerlein, N., & Dresel, M. (2018). Interrelations between motivational regulation, procrastination and college dropout intentions. *Unterrichtswissenschaft*, 46(4), 461-479. <https://doi.org/10.1007/s42010-018-0029-5>
- Bonett, D. G. (2002). Sample size requirements for testing and estimating coefficient alpha. *Journal of Educational and Behavioral Statistics*, 27(4), 335-340. <https://doi.org/10.3102/10769986027004335>
- *Brando-Garrido, C. (2020). *Nuevas perspectivas en procrastinación. Desarrollo conceptual y empírico en estudiantes de enfermería* [Doctoral dissertation]. Universitat Autònoma de Barcelona.
- *Brando-Garrido, C., Montes-Hidalgo, J., Limonero, J. T., Gómez-Romero, M. J., & Tomás-Sábado, J. (2020). Procrastinación académica en estudiantes de enfermería. Adaptación española de la Academic Procrastination Scale-Short Form (APS-SF). *Enfermería Clínica*, 30(6), 371-376. <https://doi.org/10.1016/j.enfcli.2020.02.018>
- Bytamar, J. M., Saed, O., & Khakpoor, S. (2020). Emotion regulation difficulties and academic procrastination. *Frontiers in Psychology*, 11, 524588. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2020.524588>
- *Cheng, S. L., & Xie, K. (2021). Why college students procrastinate in online courses: A self-regulated learning perspective. *The Internet and Higher Education*, 50, 100807. <https://doi.org/10.1016/j.iheduc.2021.100807>

- Cicchetti, D. V. (1994). Guidelines, criteria, and rules of thumb for evaluating normed and standardized assessments instruments in psychology. *Psychological Assessment*, 6, 284–290. <https://doi.org/10.1037/1040-3590.6.4.28>
- Clariana, M., Gotzens, C., del Mar Badia, M., & Cladellas, R. (2012). Procrastination and cheating from secondary school to university. *Electronic Journal of Research in Educational Psychology*, 10(2), 737-754. <https://doi.org/10.25115/ejrep.v10i27.1525>
- *Corneille, R. A. (2022). *Unplug from Your Distractions: The Effects of Smartphone Screen Time Interventions on Self-Regulation and Procrastination* [Master's thesis]. Tilburg University.
- Eisenbeck, N., Carreno, D. F., & Uclés-Juárez, R. (2019). From psychological distress to academic procrastination: Exploring the role of psychological inflexibility. *Journal of Contextual Behavioral Science*, 13, 103-108. <https://doi.org/10.1016/j.jcbs.2019.07.007>
- *Fauzi, N. M. R., & Mahudin, N. D. M. (2021). Thief of time: academic procrastination among university youth students and its associations with self-regulation and problematic internet use. *Malaysian Journal of Youth Studies*, 22, 127-140.
- *Fincham, F., & May, R. (2021). My stress led me to procrastinate: Temporal relations between perceived stress and academic procrastination. *College Student Journal*, 55(4), 413-421.
- Fu, R., Gartlehner, G., Grant, M., Shamliyan, T., Sedrakyan, A., Wilt, T. J., Griffith, L., Oremus, M., Raina, P., Ismaila, A., Santaguida, P., Lau, J., & Trikalinos, T. A. (2011). Conducting quantitative synthesis when comparing medical interventions: AHRQ and the Effective Health Care Program. *Journal of Clinical Epidemiology*, 64(11), 1187-1197. <https://doi.org/10.1016/j.jclinepi.2010.08.010>
- Galesic, M., & Bosnjak, M. (2009). Effects of questionnaire length on participation and indicators of response quality in a web survey. *Public Opinion Quarterly*, 73(2), 349-360. <https://doi.org/10.1093/poq/nfp031>
- Hidalgo-Fuentes, S., Martínez-Álvarez, I., & Sospedra-Baeza, M. J. (2021). Rendimiento académico en universitarios españoles: el papel de la personalidad y la procrastinación académica. *European Journal of Education and Psychology*, 14(1), 1-13. <https://doi.org/10.32457/ejep.v14i1.1533>
- Hidalgo-Fuentes, S., Martínez-Álvarez, I., & Sospedra-Baeza, M. J. (2022). Autoestima y procrastinación en el ámbito académico: un meta-análisis. *Revista Fuentes*, 24(1), 77-89. <https://doi.org/10.12795/revistafuentes.2022.19907>
- Higgins, J. P., Thompson, S. G., Deeks, J. J., & Altman, D. G. (2003). Measuring inconsistency in meta-analyses. *BMJ*, 327(7414), 557-560. <https://doi.org/10.1136/bmj.327.7414.557>
- *Imhof, C., Bergamin, P., & McGarrity, S. (2021). Prediction of dilatory behaviour in online assignments. *Learning and Individual Differences*, 88, 102014. <https://doi.org/10.1016/j.lindif.2021.102014>
- Irwing, P., Booth, T., & Hughes, D. J. (Eds.). (2018). *The Wiley handbook of psychometric testing: A multidisciplinary reference on survey, scale and test development*. John Wiley & Sons.
- *Janta, J., Jaikam, J., Atipornpanich, O., & Luadlai, S. (2019). The influences of parental academic involvement on procrastination behavior among Thai adolescents in Bangkok metropolitan area. *PSAKU International Journal of Interdisciplinary Research*, 8(2), 52-69. <https://doi.org/10.2139/ssrn.3546426>
- Klingsieck, K. B. (2013a). Procrastination in different life-domains: Is procrastination domain specific? *Current Psychology*, 32(2), 175–185. <https://doi.org/10.1007/s12144-013-9171-8>
- Klingsieck, K. B. (2013b). Procrastination. When good things don't come to those who wait. *European Psychologist*, 18(1), 24–34. <https://doi.org/10.1027/1016-9040/a000138>
- Kisamore, J. L., & Brannick, M. T. (2008). An illustration of the consequences of meta-analysis model choice. *Organizational Research Methods*, 11(1), 35–53. <https://doi.org/10.1177/1094428106287393>
- Liu, G., Cheng, G., Hu, J., Pan, Y., & Zhao, S. (2020). Academic self-efficacy and postgraduate procrastination: A moderated mediation model. *Frontiers in Psychology*, 11, 1752. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2020.01752>
- *Martín-Puga, M. E., Pelegrina, S., Gómez-Pérez, M. M., & Justicia-Galiano, M. J. (2022). Psychometric Properties and Measurement Invariance of the Academic Procrastination Scale-Short Form in Spanish Children and Adolescents. *Journal of Psychoeducational Assessment*, 07342829221106538. <https://doi.org/10.1177/07342829221106538>
- McCloskey, J. D. (2011). *Finally, my thesis on academic procrastination* [Doctoral dissertation]. Faculty of the Graduate School of the University of Texas.
- Melgaard, J., Monir, R., Lasrado, L. A., & Fagerstrøm, A. (2022). Academic Procrastination and Online Learning During the COVID-19 Pandemic. *Procedia computer science*, 196, 117-124. <https://doi.org/10.1016/j.procs.2021.11.080>
- *Melo, T. G. D., & Mendonça, H. (2020). Academic procrastination: relationships with support from the environment and self-leadership. *Paidéia*, 30, e3038. <https://doi.org/10.1590/1982-4327e3038>
- Moher, D., Liberati, A., Tetzlaff, J., & Altman, D. G. (2009). Preferred Reporting Items for Systematic Reviews and Meta-Analyses: The PRISMA Statement. *PLoS Medicine*, 6(7), e1000097. <https://doi.org/10.1371/journal.pmed.1000097>
- *Moon, N. A., Converse, P. D., Merlini, K. P., & Vaghef, K. (2020). The role of off-task thoughts and behaviors in linking self-control with achievement-related and well-being outcomes. *Journal of Research in Personality*, 86, 103935. <https://doi.org/10.1016/j.jrp.2020.103935>
- Niazov, Z., Hen, M., & Ferrari, J. R. (2022). Online and academic procrastination in students with learning disabilities: the impact of academic stress and self-efficacy. *Psychological Reports*, 125(2), 890-912. <https://doi.org/10.1177/0033294120988113>
- Nunnally, J. C., & Bernstein, I. H. (1994). *Psychometric theory*. McGraw Hill
- *Oshidary, N. (2019). *The Intersection of Media Multitasking and Procrastination in Academic Performance*. [Master's thesis]. University of California.

- Rahimi, S., Hall, N. C., & Pychyl, T. A. (2016). Attributions of responsibility and blame for procrastination behavior. *Frontiers in Psychology, 7*, 1179. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2016.01179>
- Rea, L. M., & Parker, R. A. (2014). *Designing and conducting survey research: A comprehensive guide*. John Wiley & Sons.
- Rebetez, M. M. L., Rochat, L., Barsics, C., & Van der Linden, M. (2016). Procrastination as a self-regulation failure: The role of inhibition, negative affect, and gender. *Personality and Individual Differences, 101*, 435–439. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2016.06.049>
- Sánchez-Meca, J., López-López, J. A., & López-Pina, J. A. (2013). Some recommended statistical analytic practices when reliability generalization studies are conducted. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology, 66*(3), 402–425. <https://doi.org/10.1111/j.2044-8317.2012.02057.x>
- Sánchez-Meca, J., Marín-Martínez, F., López-López, J. A., Núñez-Núñez, R. M., Rubio-Aparicio, M., López-García, J. J., López-Pina, J. A., Blázquez-Rincón, D. M., López-Ibáñez, C., & López-Nicolás, R. (2021). Improving the reporting quality of reliability generalization meta-analyses: The REGEMA checklist. *Research Synthesis Methods, 12*(4), 516–536. <https://doi.org/10.1002/jrsm.1487>
- *Schlacter, T. L. (2018). *Noncognitive Predictors of Undergraduate Academic Performance* [Doctoral dissertation]. Middle Tennessee State University.
- Sirois, F. M., & Pychyl, T. A. (2013). Procrastination and the Priority of Short-Term Mood Regulation: Consequences for Future Self. *Social and Personality Psychology Compass, 7*(2), 115–127. <https://doi.org/10.1111/spc3.12011>
- Solomon, L. J., & Rothblum, E. D. (1984). Academic procrastination: Frequency and cognitive-behavioral correlates. *Journal of Counseling Psychology, 31*, 503–509. <https://doi.org/10.1037/0022-0167.31.4.503>
- Svartdal, F., Dahl, T. I., Gamst-Klaussen, T., Koppenborg, M., & Klingsieck, K. B. (2020). How study environments foster academic procrastination: Overview and recommendations. *Frontiers in Psychology, 11*, 3005. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2020.540910>
- *Swift, V., & Peterson, J. B. (2019). Contextualization as a means to improve the predictive validity of personality models. *Personality and Individual Differences, 144*, 153–163. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2019.03.007>
- *Tahir, K. (2021). Impact of cognitive absorption on academic procrastination by considering the mediating role of cyberloafing and moderating role of psychological capital [Doctoral dissertation]. Capital University of Science and Technology.
- Tao, X., Hanif, H., Ahmed, H. H., & Ebrahim, N. A. (2021). Bibliometric analysis and visualization of academic procrastination. *Frontiers in Psychology, 12*, 4391. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2021.722332>
- *Tian, J., Zhao, J. Y., Xu, J. M., Li, Q. L., Sun, T., Zhao, C. X., Gao, R., Zhu, L. Y., Guo, H. C., Yang, L. B., Cao, D. P., & Zhang, S. E. (2021). Mobile Phone Addiction and Academic Procrastination Negatively Impact Academic Achievement Among Chinese Medical Students. *Frontiers in Psychology, 12*, 758303. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2021.758303>
- Tuckman, B. W. (1991). The development and concurrent validity of the procrastination scale. *Educational and Psychological Measurement, 51*(2), 473–480. <https://doi.org/10.1177/0013164491512022>
- Vacha-Haase, T. (1998). Reliability generalization: Exploring variance in measurement error affecting score reliability across studies. *Educational and Psychological Measurement, 58*(1), 6–20. <https://doi.org/10.1177/0013164498058001002>
- Vacha-Haase, T., Henson, R. K., & Caruso, J. C. (2002). Reliability generalization: Moving toward improved understanding and use of score reliability. *Educational and Psychological Measurement, 62*(4), 562–569. <https://doi.org/10.1177/0013164402062004002>
- Viechtbauer, W. (2010). Conducting meta-analyses in R with the metafor package. *Journal of Statistical Software, 36*(3), 1–48. <https://doi.org/10.18637/jss.v036.i03>
- Yang, Z., Asbury, K., & Griffiths, M. D. (2019). An exploration of problematic smartphone use among Chinese university students: Associations with academic anxiety, academic procrastination, self-regulation and subjective wellbeing. *International Journal of Mental Health and Addiction, 17*(3), 596–614. <https://doi.org/10.1007/s11469-018-9961-1>
- *Yastibaş, A. E. (2020). Understanding and Dealing with Academic Procrastination. *i-Manager's Journal on English Language Teaching, 10*(1), 1–16. <https://doi.org/10.26634/jelt.10.1.16559>
- *Yockey, D. R. (2016). Validation of the Short Form of Academic Procrastination Scale. *Psychological Reports, 118* (1), 171–179. <https://doi.org/10.1177/0033294115626825>
- *Yu, Y., Hua, L., Feng, X., Wang, Y., Yu, Z., Zi, T., Zhao, Y., & Li, J. (2021). True Grit in Learning Math: The Math Anxiety-Achievement Link Is Mediated by Math-Specific Grit. *Frontiers in Psychology, 12*, 645793. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2021.645793>
- *Zambrano, J., Chumaña, J., Jácome, S., & Cuadros, A. (2022). Perfil autodirigido y procrastinación en estudiantes de educación en línea. *Educar, 1*–16. <https://doi.org/10.5565/rev/educar.1507>
- Zhao, Y., & Elder, K. G. (2020). Evaluating pharmacy student perceptions and effectiveness of procrastination prevention events. *Currents in Pharmacy Teaching and Learning, 12*(5), 570–576. <https://doi.org/10.1016/j.cptl.2020.01.008>
- Ziegler, M., Kemper, C. J., & Kruey, P. (2014). Short scales-five misunderstandings and ways to overcome them. *Journal of Individual Differences, 35*, 185–189. <https://doi.org/10.1027/1614-0001/a000148>