

## Cuestionario de Preocupación de Pensilvania (PSWQ 11): Evidencias Psicométricas en una muestra de Adultos de Lima Metropolitana.

Enzo Lucciano Carbonell-Bártoli <sup>1</sup>

<https://orcid.org/0000-0003-1828-4809>

Valery Nicolh Tume-Zapata <sup>2</sup>

<https://orcid.org/0000-0003-4315-124X>

Recibido: 14.07.2021

Aceptado: 30.02.2022

### RESUMEN

El Cuestionario de preocupación de Pensilvania (PSWQ 11) es una medida que evalúa la tendencia a experimentar la experiencia de preocupación. El presente estudio tuvo por objetivo analizar las propiedades psicométricas del PSWQ 11 en población adulta de Lima, Perú. La muestra constó de 535 adultos con edades entre 18 y 55 años ( $M= 25.13$ ,  $DE= 7.03$ ). Se analizaron los estadísticos descriptivos encontrándose distribuciones normales en todos los ítems, así como adecuadas correlaciones ítem-test corregidas. A través del análisis de la estructura interna, el instrumento demostró obtener índices de ajuste adecuados para un modelo con covarianza de ítems ( $\chi^2/df= 4.32$ ; CFI= .99; TLI= .99; RMSEA= .08; SRMR= .03; WRMR= .95). Asimismo, mediante el análisis de las relaciones con otras variables, se demostró la validez convergente y discriminante del PSWQ 11 relacionándolo con el PANAS. También, se obtuvo un coeficiente alfa de .94, encontrando que la medida es confiable. Por último, se demostró la invarianza factorial del instrumento por sexo y por edad, por lo que no presenta diferencias en la evaluación de la preocupación en estos grupos.

**Palabras clave:** Preocupación, PSWQ, TAG, evidencias psicométricas.

---

*Penn State Worry Questionnaire (PSWQ 11): Psychometric Evidence in a Sample of Adults in Metropolitan Lima.*

### ABSTRACT

The Penn State Worry Questionnaire (PSWQ 11) is a measure that assesses the tendency to experience worry. The present study aimed to analyze the psychometric properties of the PSWQ 11 in the adult population of Lima, Peru. The sample consisted of 535 adults aged 18 to 55 years ( $M= 25.13$ ,  $SD= 7.03$ ). Descriptive statistics were analyzed, finding normal distributions in all items, as well as adequate corrected item-test correlations. The internal structure analysis showed adequate fit indices for a model with item covariance ( $\chi^2/df= 4.32$ ; CFI= .99; TLI= .99; RMSEA= .08; SRMR= .03; WRMR= .95). Likewise, the analysis of the relationships with other variables demonstrated the convergent and discriminant validity of the PSWQ 11 in relation to the PANAS. Also, an alpha coefficient of .94 was obtained, demonstrating that the measure is reliable. Finally, the factorial invariance of the instrument by sex and age was demonstrated, showing no differences in the evaluation of worry in these groups.

**Keywords:** Worry, PSWQ, GAD, psychometric evidence.

### INTRODUCCIÓN

El concepto de la preocupación ansiosa es, inequívocamente, la característica diagnóstica fundamental del largo espectro de trastornos de ansiedad, y en específico, del trastorno de ansiedad generalizada (TAG) (Sandín et al., 2009). Esta, para la actualidad de la práctica profesional de la psicología clínica, representa un factor evaluativo importante y de mucho interés, lo que deriva en la relevancia de contar con pruebas de cribado breves o instrumentos para población general que

---

1 Grupo de Investigación Con - Tacto, Perú. Correo electrónico: enzo.ps.carbonell@gmail.com

2 Grupo de Investigación Con - Tacto, Perú. Correo electrónico: nicolh2412@gmail.com

permitan obtener información para la prevención, diagnóstico o estudio del TAG (Plummer et al., 2016).

La preocupación es una actividad cognitiva común en las personas, y se define como una sucesión de imágenes y pensamientos, con contenido negativo y usualmente incontrollables (Borkovec et al., 1983). Asimismo, desde la psicopatología, la preocupación es comprendida como una acción aprehensiva de situaciones futuras que suelen ser negativas (Barlow, 2002). Esto último es propuesto por el DSM 5 (APA, 2013), el cual considera a la preocupación ansiosa como una acción anticipatoria y aprensiva, excesiva e incontrollable. Diversos estudios han demostrado que la experiencia de preocupación que ocurre tanto en personas con y sin TAG no tienen mayores diferencias respecto a su contenido cognitivo, no obstante, pacientes con diagnóstico de TAG experimentan una sensación subjetiva de menor control sobre sus preocupaciones, y al mismo tiempo, reportan menor éxito en los intentos de reducir los pensamientos recurrentes, comparado con la población no clínica (Craske et al., 1989; Papageorgiou, 2006).

En los inicios del planteamiento del TAG como un trastorno de las emociones, se concebía a la preocupación como un síntoma de ansiedad simplemente, sin ser un constructo que despertase motivación para su estudio *per se* (Purdon y Harrington, 2006). No obstante, a partir del reconocimiento de la preocupación como componente cognitivo principal del TAG en el DSM-III-R (1987), esta variable psicológica ha sido objeto de estudio, ya sea en el contexto del TAG, como también de forma independiente al trastorno (Holaway et al., 2006). De estos estudios han derivado diversos entendimientos de cómo la preocupación se asocia con diferentes estados afectivos, presentes en los trastornos emocionales, como el caso de la relación directa con los afectos negativos y el déficit de los afectos positivos en individuos con preocupación patológica o diagnosticados con TAG (McLaughlin et al., 2007; Bosley et al., 2016).

Esta motivación por el estudio de la preocupación ha propiciado el desarrollo de instrumentos que permitan su evaluación válida y confiable. Uno de los instrumentos más empleado para la evaluación de la preocupación como rasgo diagnóstico del TAG es el Cuestionario de Preocupación de Pensilvania [*The Penn State Worry Questionnaire - PSWQ*] (Meyer et al., 1990), el cual constaba en sus inicios con 16 ítems (11 directos y 5 inversos). Por su corta extensión se ha difundido su uso en la práctica clínica e investigativa dando resultados útiles para la comprensión de la preocupación ansiosa. No obstante, el interés por este instrumento también ha propiciado la obtención de diferentes versiones del mismo, diferenciándose en su configuración y cantidad de ítems. Uno de los más empleados en la literatura en español, es la versión validada por Sandín et al. (2009), quienes demostraron las adecuadas propiedades psicométricas de una versión alternativa de 11 ítems, donde se eliminaron los 5 ítems inversos de la versión original. Por otro lado, lo encontrado en los análisis de invarianza es una ausencia de diferencias en la medición por género y en muestras clínicas y no clínicas.

El PSWQ es un instrumento que posee distintas versiones, cuyas diferencias radican en el modelo dimensional (la versión original de dos factores con ítems directos e inversos) y en la cantidad de ítems. De lo primero, se conoce que la estructura bidimensional del instrumento se asocia con un efecto metodológico respondiente a la formación de factores identificados por la dirección de los ítems como lo es el PSWQ 16 (Meyer et al., 1990; Sandín et al., 2009) donde incluso, existe evidencia que el modelo mejora al probar un modelo bifactor (Topper et al., 2014), conociendo que este tipo de modelo de estructura factorial tiende a sobreestimar los índices de ajuste (Bonifay et al., 2016). Por otro lado, las versiones diferenciadas en la cantidad de ítems del PSWQ, muestran adecuada confiabilidad y diferentes evidencias de validez, donde la principal razón de obtener versiones más cortas fue contar con un instrumento de cribado del TAG de corta aplicación y eficiente en razón del tiempo de administración en la práctica de la intervención clínica (Topper et al., 2014), por tal motivo, en la actualidad, se cuenta con el PSWQ 11, el PSWQ-A compuesto por 8 ítems (Hopko et al., 2003), el Brief PSWQ que es una versión corta de 5 ítems (Topper et al.,

2014), y el PSWQ-3 de solo 3 reactivos (Berle et al., 2011). Estas estructuras fueron logradas tras el análisis de los ítems, encontrándose que se puede prescindir de algunos de ellos en la evaluación global de la preocupación por ser ítems muy parecidos (Topper et al., 2014).

Algunos estudios en Latinoamérica han demostrado las adecuadas propiedades psicométricas del PSWQ. Investigaciones como la de Padros et al. (2018) en muestras mexicanas, concluyen que el formato unidimensional evalúa de forma más efectiva el constructo de preocupación que la versión original, obteniendo incluso, mejores indicadores de confiabilidad por consistencia interna y test-retest. Así mismo, la evaluación de la invarianza demostró que no existen diferencias en la evaluación de la preocupación con el PSWQ 11 respecto al sexo del participante.

Por otro lado, estudios como el de Ruiz et al., (2018), demostraron las adecuadas propiedades psicométricas del PSWQ 11 y la equivalencia factorial del mismo en una muestra colombiana, constituida a la vez por submuestras de población general, población clínica y población no clínica, concluyendo que este instrumento permite la medición de la preocupación como cribado del trastorno de ansiedad generalizada y, respecto a la equivalencia de factores, demuestra que no existen diferencias en la evaluación del constructo ya sea por el sexo del participante o su pertenencia a una población clínica o no clínica.

Por lo mencionado, se afirma que el PSWQ 11 es una medida que aporta información eficaz para la detección de la preocupación patológica como rasgo de ansiedad, no obstante, no existe una revisión de sus cualidades psicométricas en población general peruana, por lo que, tratándose de una medida breve, su utilidad en procesos de cribado psicológico en la práctica clínica y su empleo en estudios científicos enfatizan la importancia de contar con evidencias de validez y confiabilidad del instrumento en el contexto del Perú. El objetivo del presente estudio fue analizar las propiedades psicométricas del PSWQ 11 en población adulta de la ciudad de Lima, Perú. Asimismo, el estudio fue relevante debido a la necesidad de contar con un instrumento válido y confiable que estudie la preocupación como rasgo del TAG y que, a su vez, pueda emplearse como medida independiente al trastorno.

## MÉTODO

### *Diseño*

El estudio se realizó mediante un diseño instrumental, el cual está basado en el desarrollo de instrumentos de medida de variables psicológicas, adaptación de instrumentos existentes o la revisión de sus propiedades psicométricas (Ato et al., 2013).

### *Participantes*

La muestra de estudio la conformaron 535 adultos residentes de Lima Metropolitana, con edades comprendidas entre los 18 y 55 años ( $M= 25.13$ ,  $DE= 7.03$ ), de los cuales 325 (60.7%) fueron mujeres y 210 (39.3%) varones. Se empleó un muestreo no probabilístico por conveniencia, aplicando criterios de selección muestral que incluían el rango de edad, lugar de residencia y libre voluntad para participar en el estudio.

### *Instrumentos*

**Cuestionario de Preocupación de Pensilvania [Penn State Worry Questionnaire - PSWQ 11]** (Meyer et al., 1990).

En su versión original en inglés y la versión traducida y validada al español (Sandín et al., 2009), es un instrumento que tiene por objetivo medir la tendencia a experimentar la experiencia de preocupación en las personas como una medida de rasgo de TAG. Está conformado por 11 ítems directos con estructura unifactorial, los cuales son evaluados mediante una escala ordinal politómica en formato Likert con opciones de respuesta de 1 a 5. Sandín et al. (2009) demostraron la validez y confiabilidad del instrumento, presentando un AFC con valores adecuados ( $\chi^2/df= 3.97$ ; GFI= .91; CFI= .94; SRMR= .04; RMSEA= .06; AIC= 94.9) y un coeficiente de confiabilidad alfa de .92.

### Escalas de Afecto Positivo y Negativo [*Positive And Negative Scales – PANAS*] (Watson, Clark y Tellegen, 1988)

Traducidas al español por Joiner et al. (1997) y Sandín (1999), es un instrumento bidimensional que se emplea para conocer la presencia de determinados tipos de afectos (positivos o negativos) y la intensidad con la que las personas sienten una emoción específica. Consta de 20 ítems (10 ítems por dimensión). La escala de respuesta es ordinal politómica con formato Likert, cuyas opciones van del 1 al 5. Respecto a sus propiedades psicométricas, López et al. (2015) dieron a conocer que se trata de una medida que se ajusta adecuadamente a un modelo de dos factores en población general de España ( $\chi^2/gl= 3.27$ ; CFI= .93; TLI= .92; RMSEA[IC90%]= .06[.05-.07]); en cuanto a la confiabilidad, en la dimensión de afecto positivo se haya un alfa de .92, y, para la dimensión de afecto negativo, el alfa fue de .88, demostrando así la validez y confiabilidad de este instrumento.

#### **Procedimientos**

En principio, se efectuó un estudio piloto con 150 participantes para obtener una evaluación preliminar del instrumento que permita concluir que los ítems son entendibles y reciben adecuadas frecuencias de respuesta a lo largo de la escala de medida. Tras ello, se realizó el recojo de los datos con un formulario virtual de elaboración propia mediante la plataforma Google Forms. El formulario contaba, primero, con la presentación del estudio y el objetivo principal del mismo, así como con la información respectiva del tratamiento anónimo y confidencial de los datos y su uso estricto para fines científicos, de esta forma se empleó el consentimiento informado como evidencia de una participación voluntaria de los encuestados. Seguido, los participantes debían responder a una serie de preguntas con el fin de obtener datos sociodemográficos de la muestra para luego responder a los instrumentos de medida. Tras la obtención de los datos se procedió con el procesamiento de los mismos. Respecto a los aspectos éticos, se propició el respeto de la voluntad de participar en el estudio, lo que responde al cumplimiento del principio de autonomía; así también, se informó del carácter anónimo y confidencial de los datos obtenidos, cumpliendo así con el principio de beneficencia y no maleficencia; finalmente, todos los participantes fueron tomados en cuenta sin hacer distinciones que excedan los criterios de selección muestral propuestos, lo que se corresponde con el principio de justicia (Palencia y Ben, 2019).

#### **Análisis de datos**

Se empleó el programa R versión 4.0.3 (2020) para el análisis estadístico de los datos. En primer lugar, se analizaron los estadísticos descriptivos de media, desviación estándar, asimetría ( $g_1$ ) y curtosis ( $g_2$ ), para el análisis de la distribución de los datos y de la similitud con una curva normal, donde los valores de  $g_1$  y  $g_2$  debían encontrarse menores a 1.5 y 3.0 respectivamente para asumir distribución normal moderada (Cheng, 2015), igualmente, se consideró la correlación ítem-test corregida con un punto de corte mínimo de .30 para considerarse óptima, así como el análisis de las comunalidades cuyos valores superiores a .40 se consideran adecuados (Lloret et al., 2014). Para la validez basada en la estructura interna, se ejecutó un AFC para la evaluación del modelo unidimensional del instrumento empleando el estimador "WLSMV" para datos ordinales, considerando los siguientes valores para los índices de ajuste:  $\chi^2/gl \leq 5$ ; RMSEA [IC95%]  $\leq .08$ ; CFI  $\geq .95$ ; TLI  $\geq .95$ ; SRMR  $\leq .05$ ; WRMR  $\leq 1.0$  (West et al., 2012; Escobedo et al., 2016; DiStefano et al., 2017). Seguido, se relacionó al PSWQ 11 con las escalas PANAS, para lo cual se utilizó el coeficiente de correlación de Pearson. También, el análisis de la invarianza se realizó con la obtención de los índices de ajuste y error CFI y RMSEA, analizando la diferencia entre ellos, con puntos de corte igual o menor a -.01 y .01 respectivamente (Svetina y Rutkowski, 2017), los niveles evaluados fueron el nivel de invarianza configural, métrica, escalar y residual. Por último, para la confiabilidad se evaluó la consistencia interna del instrumento presentando los coeficientes alfa, alfa ordinal y omega, cuyos valores deben ser superiores a .80 (Hoekstra et al., 2018; Contreras y Nova, 2018).

## RESULTADOS

### Estadístico descriptivo

Los estadísticos descriptivos de los ítems del PSWQ 11 evidenciaron indicadores de asimetría y curtosis que reflejan una distribución normal de los datos para cada uno de los ítems, puesto que los valores encontrados estuvieron por debajo de +/- 1.5 (Cheng, 2015). En cuanto al análisis de la correlación ítem-test corregida, los valores obtenidos se encontraron entre .67 (ítem 6) y .89 (ítem 10), lo que indica que todos los ítems tienen una correcta relación entre su puntuación obtenida y el resto del test. Por su parte, el análisis de la comunalidad refleja valores óptimos superiores a .40 (Lloret et al., 2014), demostrando así la pertenencia del ítem al test.

**Tabla 1**

*Análisis estadístico descriptivo preliminar de los ítems del PSWQ 11 en la muestra*

| PSWQ 11 | <i>M</i> | <i>DE</i> | <i>g</i> <sup>1</sup> | <i>g</i> <sup>2</sup> | <i>r</i> <sub>itc</sub> | <i>h</i> <sup>2</sup> |
|---------|----------|-----------|-----------------------|-----------------------|-------------------------|-----------------------|
| Ítem 1  | 2.93     | 1.01      | .14                   | -.42                  | .81                     | .69                   |
| Ítem 2  | 2.78     | 1.02      | .45                   | -.47                  | .85                     | .75                   |
| Ítem 3  | 2.71     | 1.09      | .31                   | -.63                  | .80                     | .68                   |
| Ítem 4  | 3.19     | 1.10      | -.09                  | -.82                  | .80                     | .67                   |
| Ítem 5  | 2.47     | 1.03      | .49                   | -.22                  | .84                     | .74                   |
| Ítem 6  | 2.59     | 1.07      | .42                   | -.49                  | .67                     | .47                   |
| Ítem 7  | 2.42     | 1.02      | .35                   | -.45                  | .81                     | .68                   |
| Ítem 8  | 2.80     | 1.20      | .20                   | -.90                  | .84                     | .73                   |
| Ítem 9  | 2.62     | 1.19      | .25                   | -.92                  | .83                     | .72                   |
| Ítem 10 | 2.39     | 1.10      | .52                   | -.43                  | .89                     | .83                   |
| Ítem 11 | 3.20     | 1.06      | -.01                  | -.67                  | .76                     | .61                   |

*Nota.* *M*: Media; *DE*: Desviación estándar; *g*<sup>1</sup>: asimetría; *g*<sup>2</sup>: curtosis; *r*<sub>itc</sub>: Correlación ítem-test corregida; *h*<sup>2</sup>: Comunalidades.

### Análisis factorial confirmatorio

Las evidencias de validez basada en la estructura interna se obtuvieron mediante la ejecución de un AFC. En primer lugar, se evaluó el modelo original encontrando ajustes adecuados en el CFI, TLI y SRMR, no obstante, existía evidencia de un ajuste pobre reflejado en la medida de parsimonia  $\chi^2/gl$  ( $> 5.0$ ), y en el RMSEA ( $> .08$ ). por lo que se decidió observar los índices de modificación (IM) para presentar un modelo covariado, con ítems cuyo IM sea superior a 15 (Ahmad et al., 2016), indicando una posible redundancia entre ellos. De esta forma, tras identificar un IM elevado entre el ítem uno e ítem dos (MI= 23.08), se ejecutó un AFC para estimar el ajuste de un modelo con covarianza entre estos ítems, derivando en un modelo de ajuste óptimo, sustentado por todos los índices evaluados.

**Tabla 2**

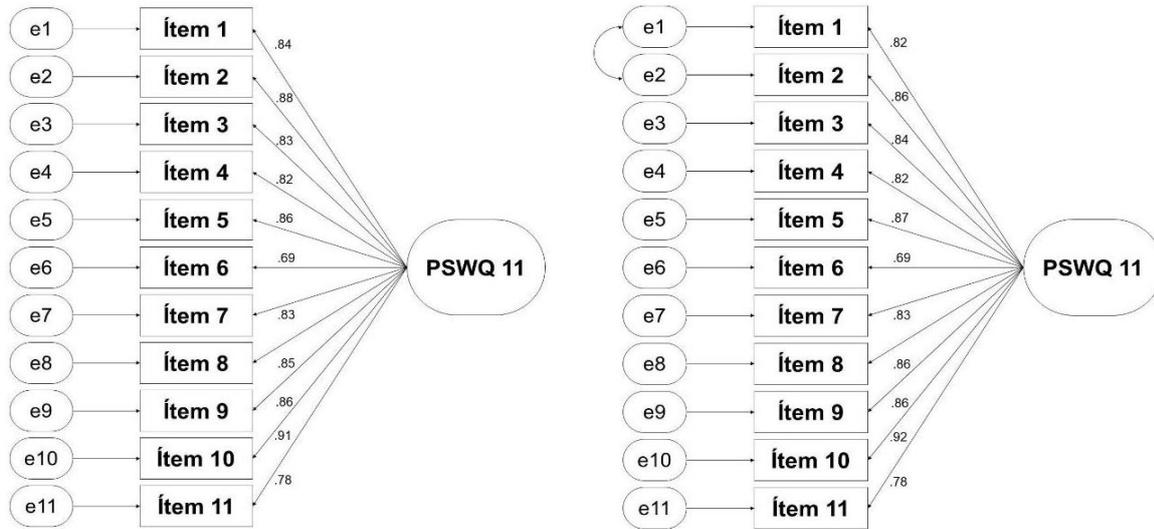
*Índices de bondad de ajuste de los modelos del PSWQ 11 evaluados en la muestra*

| PSWQ 11                                   | $\chi^2/gl$ | RMSEA [IC90%]   | CFI | TLI | SRMR | WRMR |
|---|-------------|-----------------|-----|-----|------|------|
| <b>Modelo original</b>                    | 5.18        | .09 [.08 - .10] | .99 | .99 | .04  | 1.07 |
| <b>Modelo covariado (ítem 1 ~ ítem 2)</b> | 4.32        | .08 [.07 - .09] | .99 | .99 | .03  | .95  |

*Nota.*  $\chi^2/gl$ : Chi cuadrada entre los grados de libertad; RMSEA: Error cuadrático medio de la aproximación; SRMR: Raíz media estandarizada residual cuadrática; CFI: Índice de ajuste comparativo; TLI: Índice de Tucker-Lewis; WRMR: Raíz cuadrada ponderada Residual.

**Figura 1**

Diagrama de senderos de los modelos evaluados del PSWQ 11; a la izquierda, el modelo original; a la derecha, el modelo covariado (ítem 1 ~ ítem 2).



**Análisis de relaciones con otras variables**

Respecto a la validez convergente y discriminante del PSWQ 11, se obtuvieron los coeficientes de correlación  $r$  de Pearson para conocer la relación entre la variable preocupación con los afectos negativos y positivos, evaluados mediante las escalas PANAS. Los resultados informan que la preocupación y los afectos negativos están fuertemente relacionados de manera directa ( $r = .71; p < .01$ ), por lo que, como es de esperarse, estos constructos convergen. Por su parte, la relación entre la preocupación y los afectos positivos reflejan una relación negativa muy baja ( $r = -.14; p < .01$ ), de esta forma, se encuentra un resultado que permite afirmar una dirección divergente (validez discriminante) entre ambos constructos psicológicos.

**Tabla 3**

Matriz de correlaciones de las variables preocupación (PSWQ 11) y afectos positivos y negativos (PANAS).

| Variable             | M     | DE   | PSWQ 11             |
|----------------------|-------|------|---------------------|
|                      |       |      | r [IC 95%]          |
| 1. PSWQ 11           | 30.10 | 9.65 | -                   |
| 2. Afectos positivos | 32.09 | 6.30 | -.14** [-.22, -.05] |
| 3. Afectos Negativos | 23.09 | 7.79 | .71** [.67, .75]    |

Nota. Los valores en los corchetes representan al intervalo de confianza de correlación al 95%; \*\* indica  $p < .01$

**Evidencias de equidad**

El análisis de la invarianza factorial del PSWQ 11 fue evaluado mediante las diferencias entre niveles del CFI ( $\Delta CFI$ ) y RMSEA ( $\Delta RMSEA$ ). Se presenta el análisis realizado a ambos modelos evaluados (original y modelo covariado). Los resultados muestran que los modelos son invariantes respecto al sexo, es decir, los grupos de hombres y mujeres presenta la misma configuración (invarianza configural), poseen cargas factoriales muy similares (invarianza métrica), todos los ítems comparten un mismo intercepto, o muy parecido (invarianza escalar) y la poseen la misma consistencia interna o equivalencia de errores (invarianza residual) (Svetina y Rutkowski, 2017).

**Tabla 4**

*Análisis de invarianza factorial respecto a la variable sexo del modelo original y covariado del PSWQ 11.*

| Niveles de invarianza                         | $\chi^2$ | gl  | CFI | $\Delta$ CFI | RMSEA | $\Delta$ RMSEA |
|---|----------|-----|-----|--------------|-------|----------------|
| <b>Modelo original</b>                        |          |     |     |              |       |                |
| Configural                                    | 291.93   | 88  | .95 | -            | .09   | -              |
| Métrica                                       | 298.06   | 98  | .96 | .00          | .09   | .01            |
| Escalar                                       | 328.29   | 108 | .95 | .01          | .09   | .00            |
| Residual                                      | 337.88   | 119 | .95 | .00          | .08   | .00            |
| <b>Modelo covariado<br/>(Ítem 1 ~ ítem 2)</b> |          |     |     |              |       |                |
| Configural                                    | 252.59   | 86  | .96 | -            | .09   | -              |
| Métrica                                       | 259.35   | 96  | .96 | .00          | .08   | .01            |
| Escalar                                       | 289.71   | 106 | .96 | .01          | .08   | .00            |
| Residual                                      | 299.02   | 117 | .96 | .00          | .08   | .00            |

*Nota.*  $\chi^2$ : Chi cuadrada; gl: Grados de libertad;  $\Delta$  representa las diferencias en el CFI y RMSEA respectivamente.

### Confiabilidad

El análisis de confiabilidad se efectuó mediante el coeficiente alfa ordinal como medida principal, obteniendo un valor de .96, el cual se considera como adecuado (Contreras y Novoa, 2018). Así también, se evaluaron los coeficientes de confiabilidad alfa de Cronbach y omega de McDonald, por ser los más reportados en la literatura (Hoekstra et al., 2018), cuyos valores obtenidos fueron de .94 y .96 respectivamente, lo que determina la confiabilidad del instrumento.

### DISCUSIÓN

Aunque en algunas ocasiones, la preocupación se ha considerado como una respuesta emocional originaria por un estímulo ansioso, en el TAG asume el papel como síntoma determinante y protagonista, pacientes con este tipo de trastorno la perciben como algo incontrolable y permanente en los episodios ansiosos. Para su evaluación, Meyer et al. (1990) crearon el PSWQ considerándose por varios autores como una medida estándar de cribado del TAG. Las versiones en español junto al análisis psicométrico evidencian un adecuado ajuste para aplicarlo en distintas muestras, sin embargo, hay algunos reactivos que son redactados en forma negativa y que posiblemente pueden afectar en su utilidad práctica y comprensibilidad.

La versión española, PSWQ 11, recomendada por Sandín et al. (2009), presenta características psicométricas óptimas y explicando la variable mediante un único factor, en la que se reducen los 5 ítems redactados en forma negativa que formarían parte del segundo factor en la versión original del PSWQ 16, denotando grandes proporciones de estabilidad que permiten identificar el constructo en el participante a evaluar, es por ello que en el presente trabajo psicométrico se analiza esta versión en una muestra peruana en la ciudad de Lima con fines de contribuir a la investigación científica y en el repertorio de técnicas de evaluación psicológicas para la correcta intervención en la misma área; los métodos estadísticos y psicométricos realizados describen a las propiedades psicométricas de esta versión como adecuada para su uso en participantes de la ciudad de Lima. El análisis estadístico de ítems de los 11 reactivos evidencia una distribución normal, cada uno explicando de forma adecuada el constructo sin sobreponerse. Esto se relaciona con lo obtenido por Sandín (2009), quien afirma que los 11 ítems evalúan el constructo completo de preocupación incontrolable y excesiva. Sin notar alguna diferencia en la versión reducida y en la de 16 reactivos logrando ajustarse a la muestra española sin ninguna dificultad.

Por otro lado, mucho se ha debatido respecto a la estructura factorial del PSWQ, desde la aplicación de su modelo original de dos factores, que resultan como respuesta a un artefacto metodológico por la dirección de los ítems (Sandín et al., 2009), hasta la cantidad de ítems

necesarios para su uso en la práctica clínica como instrumentos de cribado que capturan una larga proporción de la información como la versión original (Topper et al., 2014). En el presente estudio se sometió al PSWQ en su versión de 11 ítems a un AFC para determinar el ajuste de este modelo, para lo cual se obtuvieron los índices de ajuste y error. Los resultados mostraron indicadores en su mayoría favorables, no obstante, el RMSEA resultó con un valor insuficiente para declarar que el modelo posee un adecuado ajuste. Tras la observación de los índices de modificación, se determinó que el modelo podría mejorar si se efectuaba una covarianza entre el ítem 1 y el ítem 2. Por ello, se procedió a ejecutar el AFC con este modelo covariado, derivando en un ajuste adecuado del modelo unifactorial con valores que indican un adecuado ajuste del modelo, además de confirmar que se trata de un modelo parsimonioso. Este resultado es concordante con las diferentes versiones del PSWQ, por ejemplo, el Brief PSWQ (Topper et al., 2014), demostró que el instrumento se ajusta adecuadamente con la eliminación de diversos ítems, entre ellos el ítem 1, mientras que el PSWQ-3 (Belser et al., 2011), posee adecuadas propiedades eliminando tanto el ítem 1 y 2, así como otros ítems, por lo que es usual encontrar similitudes entre los ítems que puedan dar lugar a la reformulación o eliminación de estos, justificándose así la presentación de un modelo covariado.

De acuerdo con las evidencias de validez basada en relaciones con otras variables recogidas en el presente estudio, se observó que el PSWQ 11 obtiene validez convergente justificado en su relación alta y directa con la escala de afecto negativo de las escalas PANAS. Este resultado indica que la preocupación se relaciona muy estrechamente con la presencia de afectos negativos, siendo esta conclusión ampliamente afirmada en la literatura donde se menciona que la preocupación se asocia a los afectos negativos en población general (Papageorgiou, 2006), poblaciones específicas como adultos mayores (Leobach, 2006), y poblaciones clínicas (Durham, 2006), igualmente, se obtuvo un resultado similar en el estudio de Sandín et al. (2009). Por otro lado, la evidencia discriminante obtenida al relacionar el PSWQ 11 con la escala de afectos positivos del PANAS es concordante con los datos existentes en la literatura disponible, observándose una relación baja y negativa, demostrando así que mantenerse preocupado disminuye los estados afectivos positivos, puesto que desconcentra a la persona de mantener perspectivas cognitivas que faciliten la reducción de la preocupación (Borkovec, 2006).

Así mismo, al analizar la invarianza se reconoció la importancia de asumir que esta medida reduce los índices de manejar interpretaciones erradas y sesgadas acerca de las diferencias que puedan encontrarse en un grupo de estudio, imposibilitando el descubrir si es que las diferencias se deben a respuestas reales que origina el propio constructo o el sesgo originado por las respuestas de los reactivos del instrumento (Byrne, 2006; Domínguez-Lara, 2016). Se comprende que a partir de los resultados en este proceso psicométrico, profesionales de la salud podrán evaluar confiablemente los niveles de preocupación excesiva e incontrolable a participantes limeños para posteriormente diagnosticar y brindar un tratamiento de calidad, así mismo muchos investigadores podrán realizar estudios epistemológicos y desarrollarlos a profundidad gracias a este análisis de invarianza factorial siendo por ello que se decide implementar este proceso de análisis en la investigación obteniéndose que, la equivalencia factorial asume una unanimidad que rechaza la diferencia que podría existir en la medición del constructo de preocupación al momento de hacer una diferencia entre sexos. Este resultado converge con lo expuesto por Ruiz et al. (2018), quien afirma que en ambas muestras usadas en su estudio la equivalencia factorial no se convierte en un punto determinante que pueda afectar en el diagnóstico de preocupación en los participantes, de igual forma en relación al sexo esta equivalencia determina que el constructo puede evaluarse de manera clara y comprensible por esta versión del PSWQ 11.

Respecto a la confiabilidad del instrumento, como se ha demostrado ampliamente a lo largo de las adaptaciones y revisiones del PSWQ, este posee una adecuada confiabilidad por consistencia interna, y como es usual, se ha reportado mediante el coeficiente alfa y omega (Padros et al., 2018;

Sandin et al., 2009; Topper et al., 2014). En el presente estudio se optó por declarar estos coeficientes que son frecuentes en la literatura correspondiente al PSWQ, y a su vez, debido al tratamiento de los datos y la naturaleza ordinal de la escala de medida del instrumento, se presentó el coeficiente alfa ordinal que demostró incluso, un mejor valor de consistencia interna.

De acuerdo a las limitaciones del presente estudio, es preciso mencionar que estas están en relación a la muestra empleada. En primer lugar, la muestra fue obtenida mediante técnicas propias de la estadística no probabilística, por lo que los resultados son difícilmente generalizables a toda la población peruana, se recomienda, en estudios posteriores, emplear técnicas probabilísticas en la obtención de la muestra. Por otro lado, el uso de plataformas digitales para la difusión del estudio y obtención de la muestra representó otra limitación, debido a que se obtuvo poca tasa de respuesta, por lo que se recomienda considerar diferentes métodos de obtención de datos.

## CONCLUSIONES

En síntesis, basándonos en los resultados obtenidos, su análisis e interpretación, se puede afirmar que el PSWQ 11 es una medida de la preocupación que posee adecuadas evidencias de validez y confiabilidad en una muestra de adultos Limeños, por lo que su empleabilidad en nuevos estudios o en cribados psicológicos como detección temprana de un posible diagnóstico de TAG, se encuentra garantizada con la obtención de datos que aproximen al usuario a correctas conclusiones e inferencias derivadas de los resultados de la medición.

### Agradecimientos / Acknowledgments:

Los autores agradecen a cada una de las personas que participaron y formaron parte de la muestra de estudio por su valioso aporte al desarrollo de la ciencia psicológica en su labor de medición.

### Fuentes de financiamiento / Funding:

Autofinanciado

### Rol de los autores / Authors Roles:

**ELC:** Concepción del diseño, redacción del manuscrito, análisis e interpretación de los resultados y revisión.

**VTZ:** Redacción del manuscrito, interpretación de los resultados y revisión.

### Conflicto de intereses / Competing interests:

Los autores declaran bajo juramento no haber incurrido en conflicto de interés al realizar este artículo.

## REFERENCIAS

- Ahmad, S., Ain, N. & Izzati, F. (2016). Assessing the Fitness of a Measurement Model Using Confirmatory Factor Analysis (CFA). *International Journal of Innovation and Applied Studies*, 17(1), 159-168. <http://www.ijias.issr-journals.org/abstract.php?article=IJIAS-16-069-01>
- American Psychiatric Association [APA]. (1987). *Diagnostic and statistical manual of mental disorders* (Rev. 3rd ed.). Washington, DC: Author.
- American Psychiatric Association [APA]. (2013). *Diagnostic and statistical manual of mental disorders, DSM-5*. Arlington: American Psychiatric Publishing.
- Ato, M., López, J. y Benavente, A. (2013). Un sistema de clasificación de los diseños de investigación en psicología. *Anales de Psicología / Annals of Psychology*, 29(3), 1038-1059. <https://doi.org/10.6018/analesps.29.3.178511>
- Barlow, D. (2002). *Anxiety and its disorders: The nature and treatment of anxiety and panic* (2nd Ed.). New York: Guilford Press.
- Berle, D., Starcevic, V., Moses, K., Hannan, A., Milicevic, D., & Sammut, P. (2011). Preliminary validation of an ultra-brief version of the Penn State Worry Questionnaire. *Clinical Psychology Psychotherapy*, 18, 339-346. <https://doi.org/10.1002/cpp.724>
- Bonifay, W., Lane, S., & Reise, S. (2016). Three Concerns With Applying a Bifactor Model as a Structure of Psychopathology. *Clinical Psychological Science*, 5(1), 184-186. <https://doi.org/10.1177/2167702616657069>

- Borkovec, T. (2006). APPLIED RELAXATION AND COGNITIVE THERAPY FOR PATHOLOGICAL WORRY AND GENERALIZED ANXIETY DISORDER. *Worry and its psychological disorders: Theory, assessment and treatment*, pp. 273-287.
- Borkovec, T., Robinson, E., Pruzinsky, T., & DePree, J. (1983). Preliminary exploration of worry: Some characteristics and processes. *Behaviour research and therapy*, 21(1), 9-16. [https://doi.org/10.1016/0005-7967\(83\)90121-3](https://doi.org/10.1016/0005-7967(83)90121-3)
- Bosley, H., Fisher, A., & Taylor, C. (2016). Differential responses of positive affect, negative affect, and worry in CBT for generalized anxiety disorder: A person-specific analysis of symptom course during therapy. *Psychotherapy Research*, 28(4), 630-642. <https://doi.org/10.1080/10503307.2016.1233366>
- Cheng, L. (2015). Confirmatory factor analysis with ordinal data: Comparing robust maximum likelihood and diagonally weighted least squares. *Behavior research methods*, 48(3), 936-949. <https://doi.org/10.3758/s13428-015-0619-7>
- Contreras, S. y Novoa, F. (2018). Ventajas del alfa ordinal respecto al alfa de Cronbach ilustradas con la encuesta AUDIT-OMS. *Revista Panamericana de Salud Pública*, 42 (7), 1-6. <https://doi.org/10.26633/RPSP.2018.65>
- Craske, M., Rapee, R., Jackel, L. & Barlow, D. (1989). Qualitative dimensions of worry in DSM-III-R: Generalized Anxiety Disorder subjects and non-anxious controls. *Behaviour Research and Therapy*, 27(4), 397-402. [https://doi.org/10.1016/0005-7967\(89\)90010-7](https://doi.org/10.1016/0005-7967(89)90010-7)
- DiStefano, C., Liu, J., Jiang, N. & Shi, D. (2017). Examination of the Weighted Root Mean Square Residual: Evidence for Trustworthiness? *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 25(3), 453-466. doi: <http://dx.doi.org/10.1080/10705511.2017.1390394>
- Dominguez-Lara, S. (2016). Comparación del autoconcepto entre grupos, ¿sesgo o diferencias?: comentarios a Castillo et al. *Rev Chil Pediatr*, 87(5), 436. <https://doi.org/10.1016/j.rchipe.2016.03.003>
- Durham, R. (2006). Predictors of treatment outcome. *Worry and its psychological disorders: Theory, assessment and treatment*, pp. 379-397.
- Escobedo, M., Hernández, J., Estebané, V., y Martínez, G. (2016). Modelos de ecuaciones estructurales: Características, fases, construcción, aplicación y resultados. *Ciencia & trabajo*, 18(55), 16-22. <http://doi.org/10.4067/S0718-24492016000100004>
- Hoekstra, R., Vugteveen, J., Warrens, M., & Kruyen, P. (2018): An empirical analysis of alleged misunderstandings of coefficient alpha. *International Journal of Social ResearchMethodology*, 22(4), 351-364. <http://doi.org/10.1080/13645579.2018.1547523>
- Holaway, R., Rodebaugh, T. & Heimberg, R. (2006). The epidemiology of worry and generalized anxiety disorder. *Worry and its Psychological Disorders*, pp.3-20
- Hopko, R., Stanley, A., Reas, L., Wetherell, L., Beck, G., Novy, M., & Averill, M. (2003). Assessing worry in older adults: Confirmatory factor analysis of the Penn State Worry Questionnaire and psychometric properties of an abbreviated model. *Psychological Assessment*, 15(2), 173-183. <https://doi.org/10.1037/1040-3590.15.2.173>
- Leobach, J. (2006). WORRY IN OLDER ADULTS. *Worry and its psychological disorders: Theory, assessment and treatment*, pp. 69-80.
- Lloret, S., Ferreres, A., Hernández, A. y Tomás, I. (2014). El análisis factorial exploratorio de los ítems: una guía práctica, revisada y actualizada. *Anales de Psicología*, 30(3), 1151-1169. <https://doi.org/10.6018/analesps.30.3.199361>
- McLaughlin, K., Borkovec, T. y Sibrava, N. (2007). The Effects of Worry and Rumination on Affect States and Cognitive Activity. *Behavior Therapy*, 38(1), 23-38. <https://doi.org/10.1016/j.beth.2006.03.003>
- Meyer, T., Miller, M., Metzger, R., & Borkovec, T. (1990). Development and validation of the penn state worry questionnaire. *Behaviour research and therapy*, 28(6), 487-495. [https://doi.org/10.1016/0005-7967\(90\)90135-6](https://doi.org/10.1016/0005-7967(90)90135-6)
- Padros, F., Gonzales, F., Martinez, M. y Wagner, F. (2018). Propiedades Psicométricas del Cuestionario de Preocupación Pensilvania (PSWQ) de las Versiones Original y Reducida en Muestras Mexicanas. *Actas Españolas de Psiquiatría*, 46(4), 117-124. <https://www.actaspsiquiatria.es/repositorio/20/114/ESP/20-114-ESP-117-24-885536.pdf>
- Palencia, M., & Ben, V. (2019). Ética en la investigación psicológica: una mirada a los códigos de ética de Argentina, Brasil y Colombia. *Revista de Psicología*, 9(17), 53-65. <https://erevistas.uca.edu.ar/index.php/RPSI/article/view/2361>
- Papageorgiou, C. (2006). Worry and rumination: Styles of persistent negative thinking in anxiety and depression. *Worry and its psychological disorders: Theory, assessment and treatment*, pp. 21-40.
- Plummer, F., Manea, L., Trepel, D., & McMillan, D. (2016). Screening for anxiety disorders with the GAD-7 and GAD-2: a systematic review and diagnostic metaanalysis. *General Hospital Psychiatry*, 39, 24-31. <https://doi.org/10.1016/j.genhosppsy.2015.11.005>
- Purdon, C., & Harrington, J. (2006). Worry in psychopathology. *Worry and its psychological disorders: Theory, assessment and treatment*, pp. 41-50.

- R Core Team (2020). *R: A language and environment for statistical computing*. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. <https://www.R-project.org/>
- Ruiz, F., Monroy-Cifuentes, A. & Suárez-Falcón, J. (2018). Penn State Worry Questionnaire-11 validity in Colombia and factorial equivalence across gender and nonclinical and clinical samples. *Annals of psychology*, *34*(3), 451-457. <https://doi.org/10.6018/analesps.34.3.300281>
- Sandín, B., Chorot, P., Valiente, M., y Lostao, L. (2009). Validación española del cuestionario de preocupación PSWQ: Estructura factorial y propiedades psicométricas. *Revista de Psicopatología y Psicología Clínica*, *14*(2), 107-122. <https://doi.org/10.5944/rppc.vol.14.num.2.2009.4070>
- Shieh, J. & Wu, H. (2014). Measures of Consistency for DEMATEL Method. *Communications in Statistics - Simulation and Computation*, *45*(3), 781–790. <http://doi.org/10.1080/03610918.2013.875564>
- Svetina, D., & Rutkowski, L. (2017). Multidimensional Measurement Invariance in an International Context: Fit Measure Performance With Many Groups. *Journal of Cross-Cultural Psychology*, *48*(7), 991–1008. <http://doi.org/10.1177/0022022117717028>
- Topper, M., Emmelkamp, M., Watkins, E., & Ehring, T. (2014). Development and assessment of brief versions of the Penn State Worry Questionnaire and the Ruminative Response Scale. *British Journal of Clinical Psychology*, *53*(4), 402–421. <https://doi.org/10.1111/bjc.12052>
- Watson, D., Clark, L. & Tellegen, A. (1988). Development and validation of brief measures of positive and negative affect: the PANAS scales. *Journal of Personality and Social Psychology*, *54*(6), 1063-1070. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.54.6.1063>
- West, G., Taylor, B., & Wu, W. (2012). Model fit and model selection in structural equation modeling. In R. H. Hoyle (Ed.), *Handbook of structural equation modeling* (pp. 209–231). The Guilford Press. <https://psycnet.apa.org/record/2012-16551-013>