



EVALUAR

# Revista Evaluar

Laboratorio de Evaluación Psicológica y Educativa  
Facultad de Psicología de la Universidad Nacional de Córdoba

2023

VOL 23 - Nº1  
ISSN 1667-4545



## Listado de Evaluación del Soporte Interpersonal (LESI- 12): Evidencias de validez y confiabilidad en el contexto argentino

### Interpersonal Support Evaluation List (ISEL-12): Evidence of Validity and Reliability in the Argentinian Context

Mercedes Olivera \*<sup>1,3</sup>, Paola Prozzillo<sup>1</sup>, Hugo Simkin<sup>2,3</sup>

1 - Facultad de Psicología y Ciencias Sociales, Universidad de Flores, Buenos Aires, Argentina.

2 - Facultad de Ciencias Sociales, Universidad de Buenos Aires, Argentina.

3 - Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas, Buenos Aires, Argentina.

Introducción  
Método  
Resultados  
Discusión  
Referencias  
Apéndice

Recibido: 14/11/2022 Revisado: 20/01/2022 Aceptado: 31/01/2022

#### Resumen

Dada la trascendencia de la percepción de apoyo social sobre la salud mental, resulta fundamental disponer de instrumentos de evaluación que cuenten con evidencias de validez para su uso en el contexto local. El presente estudio propone evaluar la estructura factorial, la confiabilidad interna y validez externa del Listado de Evaluación de Soporte Interpersonal (LESI-12) en una muestra de 459 adultos. El análisis factorial confirmatorio demostró que el modelo trifactorial presenta índices de ajuste adecuados (SRMR = .06; CFI = .97; NNFI = .97; IFI = .97). Las dimensiones del instrumento evidenciaron una consistencia interna aceptable ( $.78 \leq \omega$ ). El análisis de validez externa dio cuenta de una fuerte relación inversa con medidas de sintomatología depresiva, tal como sugiere la literatura. Se concluye que la solución trifactorial del LESI-12 es teóricamente consistente y coherente con la literatura, y esto presenta evidencia en favor de su uso en el contexto argentino.

**Palabras clave:** LESI-12, apoyo social percibido, validez, confiabilidad, propiedades psicométricas

#### Abstract

Given the importance of the perception of social support on mental health, it is essential to have assessment instruments with evidence of validity for use in the local context. This study proposes to evaluate the factorial structure, internal reliability and external validity of the Interpersonal Support Assessment List (LESI-12) in a sample of 459 adults. Confirmatory factor analysis showed that the three-factor model presents adequate fit indices (SRMR = .06; CFI = .97; NNFI = .97; IFI = .97). The dimensions of the instrument evidenced an acceptable internal consistency ( $.78 \leq \omega$ ). The external validity analysis revealed a strong inverse relationship with measures of depressive symptomatology, as suggested by the literature. It is concluded that the three-factor solution of the LESI-12 is theoretically consistent and coherent with the literature, and this presents evidence in favor of its use in the Argentine context.

**Keywords:** ISEL-12, perceived social support, validity, reliability, psychometric properties

\*Correspondencia a: Mercedes Olivera. Dirección: Pedernera 275, CABA, Argentina. E-mail: [mercedes.olivera@uflouniversidad.edu.ar](mailto:mercedes.olivera@uflouniversidad.edu.ar)

Nota de autores: Mercedes Olivera <https://orcid.org/0000-0003-1482-1400>; Paola Prozzillo <https://orcid.org/0000-0002-0057-9740>; Hugo Simkin <https://orcid.org/0000-0001-7162-146X>. Este estudio se realizó en el marco del proyecto 02OR20 / RSC 20-2021, financiado por la Universidad de Flores. Los autores desean agradecer a todos los participantes que voluntariamente colaboraron con este estudio. Declaración de conflictos: No se declara ningún conflicto de intereses.

Cómo citar este artículo: Olivera, M., Prozzillo, P., & Simkin, H. (2023). Listado de Evaluación del Soporte Interpersonal (LESI- 12): Evidencias de validez y confiabilidad en el contexto argentino. *Revista Evaluar*, 23(1), 1-11. Recuperado de <https://revistas.unc.edu.ar/index.php/revaluar>

Participaron en la edición de este artículo: Abigail Pérez, Stefano Macri, Eugenia Barrionuevo, Mercedes Leaden, Florencia Ruiz, Pablo Carpintero, Marianela López, Mónica Serppe, Jorge Bruera, Ricardo Hernández.

## Introducción

Distintos estudios confirman la existencia de una sólida relación entre salud mental y apoyo social (Barrera-Guzmán & Flores-Galaz, 2020; González et al., 2012). Las investigaciones de los últimos años se han centrado en indagar el vínculo existente entre apoyo social percibido y depresión (Barrera-Herrera et al., 2019; Ghesquiere et al., 2017; Preciado-Duarte et al., 2018; Rodríguez-Leis & Flores-Gallegos, 2018), entre otras variables vinculadas a trastornos psicopatológicos (Furukawa et al., 1999). Estos trabajos centrados en el apoyo social revisten gran interés en el campo de la salud debido a los efectos negativos del aislamiento social percibido, definido como un déficit en las relaciones sociales y sentimientos de soledad y angustia al percibir que las necesidades sociales se encuentran insatisfechas (Gómez-Penedo et al., 2022; Lozzia et al., 2021). Asimismo, las investigaciones señalan que el aislamiento percibido se asocia de manera directa con el estrés y la depresión (Suwinyattichaiyorn & Johnson, 2022) y con la morbilidad y la mortalidad (Caccia et al., 2021). Estos hallazgos refuerzan el vínculo existente entre la salud mental y la percepción de apoyo social.

En un sentido extenso, el apoyo social se define como el conjunto de recursos que algunas personas proporcionan a otras (Cohen et al., 1985; Trujillo et al., 2012). El apoyo social percibido, específicamente, hace referencia a la percepción que tiene el individuo de poder contar con recursos cuando los necesite, así como a la evaluación de la adecuación y la calidad de ese apoyo (Lin et al., 1999). Implica, también, el sentimiento de formar parte de un tejido social, en el que el individuo se percibe estimado y valorado (Cobb, 1976; Fernández-Lasarte et al., 2019). Si bien las conceptualizaciones varían ampliamente, es posible diferenciar los componentes estructurales

de los componentes funcionales del apoyo social percibido (González-Zabala, 2021). La dimensión estructural se encuentra conformada por la cantidad de interrelaciones sociales de las que dispone el individuo, mientras que la dimensión funcional se define por la modalidad y utilidad que proveen esas interrelaciones sociales (Lin et al., 1999; Matrángolo et al., 2022b).

Existen diversos instrumentos que evalúan el apoyo social percibido: el MSPSS - Multidimensional Social Support Scale (Zimet et al., 1990), validado en el contexto local por Matrángolo et al. (2022b); el MOS - Social Support Scale (Sherbourne & Stewart, 1991), adaptado y validado por Rodríguez-Espínola y Enrique (2007); el SSQ - Social Support Questionnaire (Sarason et al., 1983); la EAS - Escala de Apoyo Social (Palomar-Lever et al., 2013) y el ISEL - Interpersonal Support Evaluational List (Cohen et al., 1985).

La versión original del ISEL se compone de 40 ítems y fue adaptada y validada en diversos contextos, como España (Trujillo et al., 2012), Grecia (Delistamati et al., 2006), Kenia (Kamau et al., 2011), Polonia (Zarzycka et al., 2010) y Taiwán (Huang et al., 2008), mientras que la versión breve del instrumento ha sido adaptada y validada en Corea (Kim et al., 2012), en comunidades hispanohablantes (Merz et al., 2014) y en comunidades afroamericanas de los Estados Unidos (Payne et al., 2012). Estos antecedentes permiten reconocer la importancia de este instrumento como medida para evaluar el apoyo social percibido y la necesidad de adaptar y validar la escala en el contexto local.

El Listado de Evaluación del Soporte Interpersonal (LESI-12) (Merz et al., 2014) constituye una versión abreviada del tradicional ISEL de 40 ítems diseñado por Cohen et al. (1985) para la medición de los componentes funcionales del apoyo social percibido. Evalúa la percepción de

disponibilidad de tres aspectos del apoyo social: (1) apoyo informativo, que recoge información acerca de la disponibilidad en el entorno de personas a quienes recurrir en búsqueda de información y consejo; (2) apoyo de pertenencia, que discrimina información sobre el grado de empatía, aceptación y preocupación que percibe la persona; y (3) apoyo instrumental, que recoge información sobre la percepción que tiene el individuo acerca de recibir ayuda material o financiera en el caso de que resulte necesario. La escala se encuentra compuesta por 12 ítems cuya respuesta tipo likert evalúa el grado de apoyo social mediante cuatro anclajes que se extienden desde 1 (*definitivamente falso*) hasta 4 (*absolutamente cierto*). Para controlar las respuestas de deseabilidad social, la mitad de los ítems se redactaron de modo inverso (Trujillo et al., 2012). Esta versión del instrumento reporta una consistencia interna adecuada ( $\alpha = .82$ ) y un ajuste estadístico aceptable ( $\Delta S-B\chi^2 = 2392.18$ ; SRMR = .06; CI [.00, .01]) para el modelo de factor único (Merz et al., 2014).

Debido a la necesidad de contar con instrumentos de evaluación válidos para su uso en el ámbito local, el presente estudio se propone adaptar y validar una versión breve del Listado de Evaluación del Soporte Interpersonal (LESI-12) en una población argentina.

## Método

### *Diseño y participantes*

Se trata de un diseño de tipo instrumental según la clasificación de Montero y León (2007). La muestra de tipo intencional estuvo integrada por 459 adultos argentinos de entre 40 y 88 años ( $M = 58.4$ ;  $DE = 11$ ), de ambos sexos (hombres = 33.1%; mujeres = 66.9%).

### *Instrumentos*

***Interpersonal Support Evaluation List-12 (ISEL-12)/Listado de Evaluación del Soporte Interpersonal (LESI-12, Merz et al., 2014)***. Este instrumento de autoinforme consta de 12 ítems que evalúan la percepción de apoyo social en tres aspectos: (1) información (p. ej., *Hay alguien a quien puedo recurrir por consejo sobre el manejo de mis problemas familiares*); (2) pertenencia (p. ej., *Si quisiera salir a almorzar con alguien, rápidamente encontraría quien me acompañe*); (3) instrumental (p. ej., *Si estuviera varado a 10 km de casa, hay alguien a quien podría llamar para que venga a buscarme*). La valoración de los ítems se realizó mediante una escala de tipo Likert con cuatro anclajes de respuesta que se extienden desde 1 (*definitivamente falso*) hasta 4 (*absolutamente cierto*).

***Multidimensional Scale of Perceived Social Support (MSPSS)/Escala Multidimensional de Apoyo Social Percibido (EMASP, Zimet et al., 1990)***. Este instrumento de autoinforme propone la evaluación subjetiva o percibida del apoyo social a partir de tres fuentes: (1) familia (p. ej., *Mi familia realmente trata de ayudarme*); (2) amigos (p. ej., *Puedo hablar de mis problemas con mis amigos*); y (3) personas significativas (p. ej., *Hay una persona especial en mi vida a quien le importan mis sentimientos*). La escala es autoadministrable y está compuesta por 12 ítems que se puntúan mediante una escala tipo Likert de siete puntos según el grado de acuerdo, donde 1 (*muy en desacuerdo*) y 7 (*muy de acuerdo*). Se utilizó una versión validada para su uso en el contexto local (Matrángolo et al., 2022b) que presenta evidencia de propiedades psicométricas adecuadas ( $.89 \leq \alpha \leq .93$ ; CFI = .99; RMSEA = .04).

**Patient Health Questionnaire (PHQ-9)/ Cuestionario de Salud del Paciente (CSP-9, Kroenke et al., 2010).** Se trata de una medida breve de autoinforme que evalúa la presencia y gravedad de síntomas depresivos durante el último mes. Consta de nueve ítems (p. ej., *¿Te sentiste mal contigo mismo/a o sentiste que eres un fracaso?*), con respuesta de tipo likert que recoge la frecuencia por medio de cuatro anclajes, donde 0 (*no, en absoluto*) y 4 (*casi todos los días*). Se utilizó una versión validada por [Matrángolo et al. \(2022a\)](#) para el contexto argentino, que reporta indicadores de confiabilidad adecuados ( $\Omega = .83$ ;  $\alpha = .85$ ) e índices de ajuste apropiados (RMSEA = .05; CFI = .99).

**Cuestionario de datos sociodemográficos.** Se elaboró un cuestionario *ad hoc* en el que se solicitó que los participantes aporten datos sobre sexo, edad, nivel de estudios y lugar de residencia.

### Procedimiento

Para la adaptación del instrumento al idioma español se realizó la retrotraducción de la versión breve de 12 ítems del instrumento publicado por [Merz et al. \(2014\)](#). Con la intención de mantener el sentido psicológico de los términos ([Bolaños-Medina & González-Ruiz, 2012](#); [Sánchez-Rosas, 2015](#)), un grupo de psicólogos bilingües o con amplio conocimiento del idioma colaboraron en la evaluación de la pertinencia de la traducción de los ítems (ver apéndice). Posteriormente, la traducción del idioma español al inglés fue realizada por dos traductores que no estaban familiarizados con la escala original.

La recolección de datos se llevó a cabo en el área Metropolitana y en la Ciudad Autónoma de Buenos Aires, entre los meses de agosto y octubre de 2022, a través de un cuestionario de *Google Forms* distribuido y pautado en redes so-

ciales (Facebook e Instagram). La primera sección del cuestionario consistió en un consentimiento informado.

### Aspectos éticos

El marco del proyecto en el que se llevó a cabo este estudio fue evaluado y aprobado por el Comité de Ética de la Universidad de Flores. Los participantes fueron convocados voluntariamente y ninguno recibió compensación económica por su participación. De acuerdo con los códigos de conducta ética que establece el Consejo Nacional de Investigación Científica y Técnica (CONICET) (Res. D N° 2857/06), se les solicitó a los participantes su consentimiento luego de exponer el propósito de la investigación y, además, se garantizaron los fines exclusivamente científico-académicos de los datos recabados, en concordancia con la Ley Nacional N° 25.326 de protección de datos personales.

### Análisis de los datos

En la adaptación y validación del Listado de Evaluación del Soporte Interpersonal-12 al contexto argentino se utilizó estadística descriptiva e inferencial, con soporte del software SPSS 25 y el programa Lisrel 8.80. Inicialmente, se analizó la validez de constructo a través de un análisis factorial confirmatorio (AFC), el cual permite constatar si los datos recabados en campo se ajustan a la estructura factorial de la técnica y al modelo teórico propuesto ([Medrano & Muñoz-Navarro, 2017](#)). Para ello se utilizó el método de estimación robusta de máxima verosimilitud (MLR) ([Holgado-Tello et al., 2018](#)). Para evaluar la bondad de ajuste del modelo, se consideraron el  $\chi^2$ , el índice de ajuste incremental (IFI), el ín-

dice de ajuste no normado, (NNFI), el índice de ajuste comparado (CFI) y el residuo cuadrático medio estandarizado (SRMR), ya que se estima que son los indicadores más robustos para evaluar modelos factoriales (Bandalos & Finney, 2018; Shi et al., 2020). Para garantizar un buen ajuste del modelo, se sugirieron valores superiores a .90 para el IFI, el NNFI, y el CFI; mientras que para el SRMR se considera que los valores de hasta .08 guarismos son punto de corte para un ajuste adecuado (Jordan-Muiños, 2021). Además, se consideraron indicadores de parsimonia, como el criterio de información de Akaike (AIC) y el criterio de información consistente de Akaike (CAIC), cuyos valores elevados indican un peor ajuste del modelo (Anderson et al., 1998). Luego, se analizó la consistencia interna de la escala y sus dimensiones mediante los coeficientes alpha de Cronbach y omega de McDonald, de acuerdo con las indicaciones de estudios anteriores que establecen que los valores mayores a .70 resultan adecuados (Furman et al., 2022; Gómez-Penedo et al., 2021; Martínez-Líbano et al., 2022; Matrángolo et al., 2022a; Ventura-León & Caycho-Rodríguez, 2017). Finalmente, para obtener evidencias de la validez externa, se estimaron las correlaciones por medio del coeficiente  $r$  de Pearson, tanto con la variable depresión (CSP-9) como con otra medida de apoyo social percibido (EMASP).

## Resultados

### *Análisis factorial confirmatorio*

Con el objeto de indagar las propiedades psicométricas de validez del instrumento, se llevó a cabo un análisis factorial confirmatorio mediante la estimación robusta de máxima verosimilitud. Se probaron dos modelos: un modelo trifactorial coincidente con el constructo de la escala original (Brookings & Bolton, 1988; Cohen et al., 1985) y un modelo unifactorial tal como reportan Merz et al. (2014) en la versión de 12 ítems. Los índices IFI, NNFI y CFI lograron valores superiores a .95, considerados como un ajuste óptimo en ambos modelos, al igual que los valores obtenidos para el SRMR en torno a .06 guarismos, que indican un ajuste adecuado en ambos modelos (Jordan-Muiños, 2021; Medrano & Muñoz-Navarro, 2017). Sin embargo, tal como se observa en la Tabla 1, los índices de parsimonia AIC y CAIC presentan un menor valor para el modelo trifactorial y señalan un mejor ajuste a los datos recabados en la población en comparación con el modelo unifactorial (Anderson et al., 1998; Matrángolo et al., 2022b).

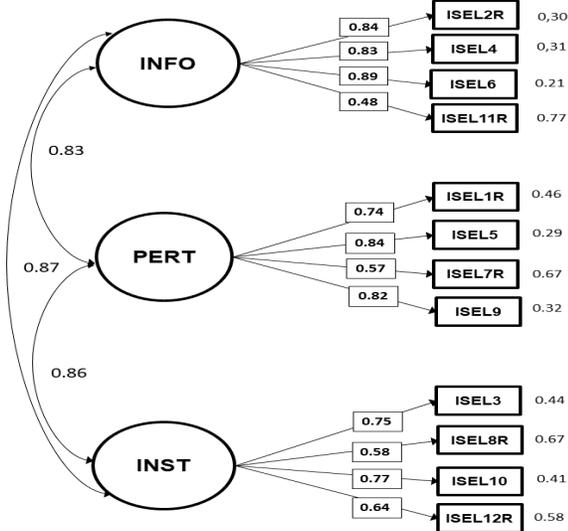
En la Figura 1 puede observarse el modelo de tres factores del Listado de Evaluación del Soporte Interpersonal (LESI-12) resultante del AFC.

**Tabla 1**

Análisis Factorial Confirmatorio del LESI-12. Índices de Ajuste.

	$\chi^2$	SRMR	IFI	NNFI	CFI	AIC	CAIC
Modelo unifactorial	192.01	.065	.97	.96	.97	308.80	431.90
Modelo trifactorial	148.03	.062	.97	.97	.97	262.15	400.64

**Nota.** Se utilizó el método de estimación robusto de máxima verosimilitud. SRMR = residuo cuadrático medio estandarizado; IFI = índice de ajuste incremental; NNFI = índice de ajuste no normado; CFI = índice de ajuste comparado; AIC = criterio de información de Akaike; CAIC = criterio de información consistente de Akaike.



**Figura 1**

Modelo estructural del LESI-12 y betas estandarizados del AFC.

**Nota.** INFO = información, PERT = pertinencia, INST = instrumental.

### Consistencia interna

En la estimación de la consistencia interna mediante los coeficientes alpha de Cronbach y omega de McDonald se obtuvieron guarismos aceptables (Green & Yang, 2015), tanto para los valores totales de la escala como para las subescalas información, pertenencia e instrumental, tal como resume la Tabla 2.

### Validez externa

Para obtener evidencia de la validez externa del instrumento se realizó un análisis de correla-

ción con constructos vinculados teóricamente, como la depresión valorada mediante el Cuestionario de Salud del Paciente (CSP-9), y el apoyo social percibido a partir de sus fuentes y evaluado por medio de la Escala Multidimensional del Apoyo Social Percibido (EMASP). Los resultados concuerdan con la literatura e indican un fuerte vínculo inverso entre el apoyo social percibido y la sintomatología depresiva (Cariello et al., 2022; Matrángolo et al., 2022b). Asimismo, se observa un fuerte vínculo directo con la escala que valora el mismo constructo de acuerdo a sus fuentes (EMASP). En la Tabla 3 se presentan los resultados obtenidos para el coeficiente *r* de Pearson y su nivel de significación.

### Discusión y conclusiones

El presente trabajo tuvo como objetivo adaptar y validar el Listado de Evaluación del Soporte Interpersonal (LESI-12) para su uso en población residente del área metropolitana y de la Ciudad Autónoma de Buenos Aires (Argentina). Este instrumento permite evaluar tres dimensiones del apoyo social percibido: apoyo informativo, apoyo de pertenencia y apoyo instrumental. Los 12 ítems de la versión adaptada al idioma español son similares a la versión publicada por Merz et al. (2014).

A partir del análisis factorial confirmatorio, se puede observar un ajuste adecuado de los datos con el modelo trifactorial, a diferencia de lo reportado por Merz et al. (2014), en cuyo estudio

**Tabla 2**

Confiabilidad del LESI-12. Alpha de Cronbach y Omega.

	T LESI-12	INFO	PERT	INST
$\alpha$	.88	.74	.77	.70
$\Omega$	.93	.85	.83	.78

**Nota.** T LESI-12 = Total Listado de Evaluación del Soporte Interpersonal -12; INFO = información; PERT = pertenencia; INST = instrumental.

**Tabla 3**Correlaciones del LESI-12 con CSP-9 y EMASP. Coeficiente  $r$  de Pearson.

	T LESI-12	INFO	PERT	INST
CSP-9	-.45**	-.37**	-.42**	-.39**
EMASP	.62**	.61**	.50**	.52**

**Nota.** T LESI-12 = Total Listado de Evaluación del Soporte Interpersonal; INFO = información; PERT = pertenencia; INST = instrumental; CSP-9 = Cuestionario de Salud del Paciente; EMASP = Escala Multidimensional del Apoyo Social Percibido. \*\* La correlación es significativa al nivel .01.

se presentan propiedades psicométricas apropiadas para el modelo unifactorial. Sin embargo, la versión original de la escala completa (40 ítems) y versiones abreviadas posteriores reportaron un mejor ajuste para modelos multifactoriales, incluso por sobre la solución unifactorial (Brookings & Bolton, 1988; Cohen et al., 1985; Trujillo et al., 2012; Payne et al., 2012).

En cuanto a la confiabilidad, los coeficientes alpha de Cronbach ( $.70 \leq \alpha \leq .88$ ) y omega de McDonald ( $.78 \leq \omega \leq .93$ ) muestran valores adecuados tanto para indicar la consistencia interna del instrumento como de cada una de sus dimensiones.

Finalmente, atendiendo a los amplios antecedentes que vinculan el apoyo social percibido con el trastorno depresivo mayor (Cariello et al., 2022; Matrángolo et al., 2022b), se procuró aportar evidencia de validez externa mediante el análisis de correlación. Tal como se esperaba, todas las dimensiones del LESI-12 correlacionan de modo significativo ( $p \leq .01$ ) en sentido inverso y con intensidad que se extiende de fuerte a moderada ( $-.37 \leq r \leq -.45$ ) con síntomas depresivos evaluados mediante la CSP-9. De igual modo, el instrumento evidencia un fuerte vínculo con otras medidas que evalúan el mismo constructo, como la EMASP ( $.50 \leq r \leq .62$ ;  $p \leq .01$ ).

### Limitaciones

Respecto a las limitaciones del estudio, se señala en primer lugar que la muestra solo ha comprendido residentes de una región de la provincia de Buenos Aires, por lo que se sugiere ampliar el alcance a nivel nacional en futuros estudios. En segundo lugar, en cuanto al método de recolección de datos a través de las redes sociales, si bien permite ampliar el tamaño muestral rápidamente, es cierto que además torna menos preciso el control de las variables. En último lugar, la composición muestral mayoritariamente femenina (66.9%) podría afectar la generalización de los resultados, por lo que se sugiere aportar evidencia de validez cruzada por sexo en futuros estudios.

### Conclusión

Se concluye que el presente estudio ha contribuido a aportar evidencia de validez y confiabilidad de un instrumento que permite valorar la percepción de apoyo social en sus dimensiones de información, de pertenencia e instrumental. Contar con esta herramienta validada para su uso en el contexto local permitirá profundizar en el conocimiento de los factores que participan en el desarrollo psicopatológico.

## Referencias

- Anderson, D. R., Burnham, K. P., & White, G. C. (1998). Comparison of Akaike information criterion and consistent Akaike information criterion for model selection and statistical inference from capture-recapture studies. *Journal of Applied Statistics*, 25(2), 263-282. <https://doi.org/10.1080/02664769823250>
- Bandalos, D. L., & Finney, S. J. (2018). Factor Analysis. En G. R. Hancock., L. M. Stapleton., & R. O. Mueller (Eds.), *The Reviewer's Guide to Quantitative Methods in the Social Sciences* (2<sup>da</sup> ed.). Routledge. <https://doi.org/10.4324/9781315755649>
- Barrera-Herrera, A., Neira-Cofré, M., Raipán-Gómez, P., Riquelme-Lobos, P., & Escobar-Alaniz, B. (2019). Apoyo social percibido y factores sociodemográficos en relación con los síntomas de ansiedad, depresión y estrés en universitarios chilenos. *Revista de Psicopatología y Psicología Clínica*, 24(2), 105-115. <https://doi.org/10.5944/rppc.23676>
- Barrera-Guzmán, M. L., & Flores-Galaz, M. M. (2020). Apoyo social percibido y salud mental positiva en hombres y mujeres universitarios. *Voces y Silencios. Revista Latinoamericana de Educación*, 11(2), 67-83. <https://doi.org/10.18175/vys11.2.2020.4>
- Bolaños-Medina, A., & González-Ruiz, V. (2012). Deconstructing the Translation of Psychological Tests. *Meta*, 57(3), 715-739. <https://doi.org/10.7202/1017088ar>
- Brookings, J. B., & Bolton, B. (1988). Confirmatory factor analysis of the interpersonal support evaluation list. *American Journal of Community Psychology*, 16(1), 137-147. <https://doi.org/10.1007/BF00906076>
- Caccia, P. A., De Grandis, M. C., & Perez, G. (2021). Somatizaciones y apoyo social funcional percibido en el contexto de aislamiento social preventivo y obligatorio por Covid-19, en Buenos Aires, Argentina. *Psicología Unemi*, 5(8), 8-18. <https://doi.org/10.29076/issn.2602-8379vol5iss8.2021pp8-18p>
- Cariello, A. N., Perrin, P. B., Williams, C. D., Espinoza, G. A., Paredes, A. M., & Moreno, O. A. (2022). Moderating influence of social support on the relations between discrimination and health via depression in latinx immigrants. *Journal of Latinx Psychology*, 10(2), 98-111. <https://doi.org/10.1037/lat0000200>
- Cobb, S. (1976). Social support as a moderator of life stress. *Psychosomatic Medicine*, 38(5), 300-314. <https://doi.org/10.1097/00006842-197609000-00003>
- Cohen, S., Mermelstein, R., Kamarck, T., & Hoberman, H. M. (1985). Measuring the functional components of social support. *Social Support: Theory, Research and Applications*, 24, 73-94. [https://doi.org/10.1007/978-94-009-5115-0\\_5](https://doi.org/10.1007/978-94-009-5115-0_5)
- Delistamati, E., Samakouri, M. A., Davis, E. A., Vorvolakos, T., Xenitidis, K., & Livaditis, M. (2006). Interpersonal Support Evaluation List (ISEL) - College version: Validation and application in a greek sample. *International Journal of Social Psychiatry*, 52(6), 552-560. <https://doi.org/10.1177/0020764006074184>
- Fernández-Lasarte, O., Ramos-Díaz, E., & Axpe-Sáez, I. (2019). Academic performance, perceived social support and emotional intelligence at the university. *European Journal of Investigation in Health, Psychology and Education*, 9(1), 39-49. <https://www.mdpi.com/journal/ejihpe>
- Furman, H., Griffiths, M. D., Pakpour, A. H., & Simkin, H. (2022). Argentinian Version of the Fear of COVID-19 Scale (FCV-19S): A review of possible structural models and its relationship with fear of death. *Revista Evaluar*, 22(2), 1-13. <https://revistas.unc.edu.ar/index.php/revaluar>
- Furukawa, T. A., Harai, H., Hirai, T., Kitamura, T., & Takahashi, K. (1999). Social Support Questionnaire among psychiatric patients with various diagnoses and normal controls. *Social Psychiatry and Psychiatric Epidemiology*, 34(4), 216-222. <https://doi.org/10.1007/s001270050136>
- Ghesquiere, A., Schwartz, T., Wang, Y., Mauro, C., Skritskaya, N., & Shear, M. K. (2017). Performance and psychometric properties of the Interpersonal Support Evaluation List (ISEL) in older adults

- with complicated grief. *Journal of Affective Disorders*, 218, 388-393. <https://doi.org/10.1016/J.JAD.2017.05.004>
- Gómez-Penedo, J. M., Areas, M. A., Manubens, R., Babl, A. M., Challú, L., Juan, S., Muiños, R., Fernández-Álvarez, J., Alalú, N., Roussos, A., Lutz, W., & Grosse-Holtforth, M. (2021). Propiedades psicométricas del Hopkins Symptom Checklist (HSCL-11) en Argentina: Un instrumento para monitoreo y feedback en psicoterapia. *Revista Evaluar*, 21(2), 33-47. <https://doi.org/10.35670/1667-4545.v21.n2.34393>
- Gómez-Penedo, J. M., Fernández-Álvarez, J., Maristany, M., & Freiberg-Hoffmann, A. (2022). Inventory of Interpersonal Problems-32 (IIP-32): Psychometric properties and normative data in a clinical sample from Argentina. *Revista Evaluar*, 22(2), 64-75. <https://revistas.unc.edu.ar/index.php/revaluar>
- González, P. C., Astudillo, E. Y., & Hurtado, E. P. (2012). Salud mental positiva y apoyo social percibido en personas con discapacidad física. *Cultura del Cuidado*, 9(2), 39-49. <https://revistas.unilibre.edu.co/index.php/cultura>
- González-Zabala, A. G. (2021). Apoyo social y envejecimiento activo: Aproximaciones desde la perspectiva de la psicología positiva. *Revista Científica Arbitrada de La Fundación MenteClara*, 6. <https://doi.org/10.32351/rca.v6.239>
- Green, S. B., & Yang, Y. (2015). Evaluation of dimensionality in the assessment of internal consistency reliability: Coefficient Alpha and Omega Coefficients. *Educational Measurement: Issues and Practice*, 34(4), 14-20. <https://doi.org/10.1111/emip.12100>
- Holgado-Tello, F. P., Morata-Ramírez, M. A., & Barbero-García, M. I. (2018). Confirmatory factor analysis of ordinal variables: A simulation study comparing the main estimation methods. *Avances en Psicología Latinoamericana*, 36(3), 601-617. <https://revistas.urosario.edu.co/index.php/apl>
- Huang, C.-Y., Sousa, V. D., Tsai, C.-C., & Hwang, M.-Y. (2008). Social support and adaptation of Taiwanese adults with mental illness. *Journal of Clinical Nursing*, 17(13), 1795-1802. <https://doi.org/10.1111/j.1365-2702.2008.02310.x>
- Jordan-Muiños, F. M. (2021). Valor de corte de los índices de ajuste en el Análisis Factorial Confirmatorio. *Psocial*, 7(1), 66-71. <https://publicaciones.sociales.uba.ar/index.php/psicologiasocial/article/view/6764>
- Kamau, T. M., Olson, V. G., Zipp, G. P., & Clark, M. A. (2011). Translation of Interpersonal Support Evaluation List (ISEL) and Coping Self-Efficacy (CSE) from english into kiswahili for use in Kenya. *Journal of International Education Research (JIER)*, 7(4), 11-18. <https://doi.org/10.19030/jier.v7i4.6038>
- Kim, D. H., Lee, H.-K., Kim, J. W., & Lee, K. (2012). Reliability and validity of the Korean Version of Interpersonal Support Evaluation List-12 (ISEL-12). *Journal of Korean Neuropsychiatric Association*, 51(6), 416-421. <https://doi.org/10.4306/jknpa.2012.51.6.416>
- Kroenke, K., Spitzer, R. L., Williams, J. B. W., & Löwe, B. (2010). The Patient Health Questionnaire Somatic, Anxiety, and Depressive Symptom Scales: A systematic review. *General Hospital Psychiatry*, 32(4), 345-359. <https://doi.org/10.1016/j.genhosppsy.2010.03.006>
- Lin, N. A. N., Ye, X., & Ensel, W. (1999). Social support and depressed mood: A structural analysis. *American Sociological Association*, 40(4), 344-359.
- Lozzia, G., Aune, S., & Ortiz, L. (2021). Revisión sistemática: Razonamiento verbal y aislamiento social percibido. *XIII Congreso Internacional de Investigación y Práctica Profesional en Psicología. XXVIII Jornadas de Investigación. XVII Encuentro de Investigadores en Psicología del MERCOSUR. III Encuentro de Investigación de Terapia Ocupacional. III Encuentro de Musicoterapia*, Facultad de Psicología, Buenos Aires. <https://www.aacademica.org/000-012/124>
- Martínez-Líbano, J., Torres-Vallejos, J., Simkin, H., Oyanedel-Sepúlveda, J. C., Silva-Fuentes, A., & Yeomans-Cabrera, M. M. (2022). Psychometric properties and measurement invariance of the Fear of COVID-19 Scale (FCV-19S) in Chilean university

- students. *Revista Evaluar*, 22(3), 48-65. <https://revistas.unc.edu.ar/index.php/revaluar>
- Matrángolo, G. M., Azzollini, S., & Simkin, H. (2022a). Evidencias de validez de la versión Argentina del Cuestionario de Salud del Paciente-9 (CSP-9). *Anuario de Psicología*, 52(2). <https://doi.org/10.1344/ansic2022.52/2.33230>
- Matrángolo, G., Simkin, H., & Azzollini, S. (2022b). Evidencia de validez de la Escala Multidimensional de Apoyo Social Percibido (EMASP) en población adulta argentina. *CES Psicología*, 15(1), 163-181. <https://doi.org/10.21615/cesp.6009>
- Medrano, L. A., & Muñoz-Navarro, R. (2017). Conceptual and practical approach to structural equations modeling. *Revista Digital de Investigación en Docencia Universitaria*, 11(1), 219-239. <https://doi.org/10.19083/ridu.11.486>
- Merz, E. L., Roesch, S. C., Malcarne, V. L., Penedo, F. J., Llabre, M. M., Weitzman, O. B., Navas-Nacher, E. L., Perreira, K. M., Gonzalez, F., Ponguta, L. A., Johnson, T. P., & Gallo, L. C. (2014). Validation of Interpersonal Support Evaluation List-12 (ISEL-12) scores among english- and spanish-speaking Hispanics/Latinos from the HCHS/SOL Sociocultural Ancillary Study. *Psychological Assessment*, 26(2), 384-394. <https://doi.org/10.1037/a0035248>
- Montero, I., & León, O. G. (2007). A guide for naming research studies in psychology. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 7(3), 847-862.
- Palomar-Lever, J., Matus-García, G. L., & Victorio-Estrada, A. (2013). Elaboración de una escala de apoyo social (EAS) para adultos. *Universitas Psychologica*, 12(1), 129-137. <https://revistas.javeriana.edu.co/index.php/revPsycho/index>
- Payne, T. J., Andrew, M., Butler, K. R., Wyatt, S. B., Dubbert, P. M., & Mosley, T. H. (2012). Psychometric evaluation of the Interpersonal Support Evaluation List-Short Form in the ARIC study cohort. *SAGE Open*, 2(3). <https://doi.org/10.1177/215824401246192>
- Preciado-Duarte, N. Y., Trujillo-Madrigal, D., & Rojas-Espitia, H. F. (2018). Ansiedad, depresión, estrés y apoyo social percibido en el proceso de hospitalización de la Sociedad de Cirugía Hospital de San José de la ciudad de Bogotá-Colombia. *Psychologia*, 12(1), 71-87. <https://doi.org/10.21500/19002386.3263>
- Rodríguez-Espínola, S., & Enrique, H. C. (2007). Validación Argentina del Cuestionario MOS de Apoyo Social Percibido. *Psicodebate*, 7, 155-168. <https://doi.org/10.18682/pd.v7i0.433>
- Rodríguez-Leis, P., & Flores-Gallegos, R. (2018). Relación entre apoyo social, estrés, ansiedad y depresión durante el embarazo en una población mexicana. *Ansiedad y Estrés*, 24(2-3), 67-72. <https://doi.org/10.1016/J.ANYES.2018.03.003>
- Sánchez-Rosas, J. (2015). The Achievement Emotions Questionnaire-Argentine (AEQ-AR): Internal and external validity, reliability, gender differences and norm-referenced interpretation of test scores. *Revista Evaluar*, 15(1), 41-74. <https://doi.org/10.35670/1667-4545.v15.n1.14908>
- Sarason, I. G., Levine, H. M., Basham, R. B., & Sarason, B. R. (1983). Assessing social support: The Social Support Questionnaire. *Journal of Personality and Social Psychology*, 44(1), 127-139. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.44.1.127>
- Sherbourne, C. D., & Stewart, A. L. (1991). The MOS social support survey. *Social Science and Medicine*, 32(6), 705-714. [https://doi.org/10.1016/0277-9536\(91\)90150-B](https://doi.org/10.1016/0277-9536(91)90150-B)
- Shi, D., Maydeu-Olivares, A., & Rosseel, Y. (2020). Assessing fit in ordinal factor analysis models: SRMR vs. RMSEA. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 27(1), 1-15. <https://doi.org/10.1080/10705511.2019.1611434>
- Suwinyattichaiorn, T., & Johnson, Z. D. (2022). The impact of family and friends social support on Latino/a first-generation college students' perceived stress, depression, and social isolation. *Journal of Hispanic Higher Education*, 21(3), 297-314. <https://doi.org/10.1177/1538192720964922>
- Trujillo, H. M., Martos, F. J., & González-Cabrera, J. (2012). Adaptación al español del cuestionario Interpersonal

- Support Evaluation List (ISEL). *Universitas Psychologica*, 11(3), 978. <https://doi.org/10.11144/javeriana.upsy11-3.aeci>
- Ventura-León, J. L., & Caycho-Rodríguez, T. (2017). El coeficiente Omega: un método alternativo para la estimación de la confiabilidad. *Revista Latinoamericana de Ciencias Sociales, Niñez y Juventud*, 15(1), 625-627. <https://www.redalyc.org/journal/773/77349627039/html>
- Zarzycka, D., Śpila, B., Wrońska, I., & Makara-Studzińska, M. (2010). Analiza walidacyjna wybranych aspektów Skali Oceny Wsparcia Społecznego - Interpersonal Support Evaluation List - 40 v. General Population (ISEL-40 v. GP). *Psychiatria*, 7(3), 83-94. <https://journals.viamedica.pl/psychiatria>
- Zimet, G. D., Powell, S. S., Farley, G. K., Werkman, S., & Berkoff, K. A. (1990). Psychometric Characteristics of the Multidimensional Scale of Perceived Social Support. *Journal of Personality Assessment*, 55(3-4), 610-617. <https://doi.org/10.1080/00223891.1990.9674095>

## Apéndice

**Tabla 4**

Ítems de LESI-12 adaptada al contexto argentino.

	Definitivamente falso	Falso	Cierto	Absolutamente cierto
LESI 1R- Si quisiera tomarme un día para salir a pasear, por ejemplo, al río o al campo me costaría mucho conseguir quien me acompañe. <sup>b</sup>	1	2	3	4
LESI 2R- No tengo a nadie con quien compartir mis preocupaciones y temores más privados. <sup>a</sup>	1	2	3	4
LESI 3- Si me enfermara, encontraría fácilmente alguien que me ayude con las tareas cotidianas. <sup>c</sup>	1	2	3	4
LESI 4- Tengo a quien recurrir por consejo sobre mis problemas familiares. <sup>a</sup>	1	2	3	4
LESI 5- Si alguna tarde decidiera ir a ver una película ese mismo día, podría encontrar alguien que me acompañe fácilmente. <sup>b</sup>	1	2	3	4
LESI 6- Cuando necesito sugerencias sobre cómo manejar mis problemas personales, sé a quién puedo acudir. <sup>a</sup>	1	2	3	4
LESI 7R- Usualmente no recibo invitaciones para hacer actividades con otros. <sup>b</sup>	1	2	3	4
LESI 8R- Si tengo que salir de viaje por unas semanas, sería difícil encontrar a quien pueda cuidar mi casa o departamento (las plantas, las mascotas, etc.). <sup>c</sup>	1	2	3	4
LESI 9- Si quisiera almorzar con alguien, fácilmente podría encontrar quien me acompañe. <sup>b</sup>	1	2	3	4
LESI 10- Si estuviera varado/a a 10 km de casa, hay alguien a quien podría llamar para que venga a buscarme. <sup>c</sup>	1	2	3	4
LESI 11R- Si tuviera una crisis familiar, sería difícil encontrar a alguien que me dé buenos consejos sobre cómo manejarlo. <sup>a</sup>	1	2	3	4
LESI 12R- Si necesitara ayuda para mudarme a una nueva casa o departamento, me costaría encontrar quien me ayude. <sup>c</sup>	1	2	3	4

**Nota.** LESI = Listado de Evaluación del Soporte Interpersonal; R = ítem inverso.

<sup>a</sup> información, <sup>b</sup> pertenencia, <sup>c</sup> instrumental.

# Invarianza longitudinal del IPAE en escolares españoles de primer curso de primaria

## Longitudinal Invariance of IPAE in Spanish first-grade students

Juan E. Jiménez \*<sup>1</sup>, Eduardo García<sup>2</sup>

1 - Catedrático de Psicología Evolutiva y de la Educación, Universidad de La Laguna (España).

2 - Contratado Doctor, Universidad de La Laguna (España).

Introducción  
Metodología  
Resultados  
Discusión  
Referencias

Recibido: 15/11/2022 Revisado: 01/01/2023 Aceptado: 21/01/2023

### Resumen

Se realizó un estudio para analizar la estructura factorial y la invarianza longitudinal de medida de los Indicadores de Progreso de Aprendizaje en Escritura (IPAE) como medición basada en el currículo en estudiantes españoles de 1º grado. El modelo propuesto es de un factor en el que las cinco tareas del IPAE (i.e., escritura de alógrafos, dictado de palabras con ortografía arbitraria, dictado de palabras con ortografía reglada, dictado de pseudopalabras y dictado de frases) sirven como indicadores observables para un solo factor subyacente (i.e., transcripción). El IPAE está compuesto de tres formas paralelas (i.e., A, B y C), y se administró en tres ocasiones diferentes a 231 estudiantes españoles de primer grado durante el año escolar (inicio, medio y fin). Se concluye que el IPAE presenta una adecuada validez de constructo y equivalencia de medida que permite evaluar la habilidad de transcripción en primer grado a lo largo del tiempo.

**Palabras clave:** *habilidades de transcripción, educación primaria, escritura, invarianza factorial longitudinal, medida basada en el currículo*

### Abstract

A study was conducted to analyze the factorial structure and longitudinal invariance of the Indicators of Basic Early Writing Skills (IPAE) as Curriculum-Based Measurement (CBM) in Spanish 1st grade students. The proposed model is a one-factor model in which the five IPAE tasks (i.e. allograph selection, dictation of words with arbitrary spelling, dictation of words with regulated spelling, dictation of pseudowords, and dictation of sentences) serve as observable indicators for a single underlying factor (i.e., transcription). The IPAE is composed of three parallel forms (i.e., A, B, and C), and it was administered at three different times to 231 Spanish first-grade students during the school year (beginning, middle, and end). It is concluded that the IPAE presents an adequate construct validity and measurement equivalence that allows the evaluation of first-grade transcription ability over time.

**Keywords:** *transcription skills, elementary grades, writing, longitudinal measurement invariance, curriculum-based measurement*

\*Correspondencia a: Juan E. Jiménez. Facultad de Psicología y Logopedia, Campus de Guajara, S/N 38200, La Laguna, Islas Canarias. E-mail: [ejimenez@ull.es](mailto:ejimenez@ull.es)  
Teléfono: +34 922 317545. E-mail: [egarciam@ull.edu.es](mailto:egarciam@ull.edu.es) Teléfono: +34 922 319672

**Nota de autores:** Este trabajo ha sido posible gracias a la financiación del Plan Nacional I + D + i del Ministerio de Economía y Competitividad, con ref. EDU2012-35098, siendo el IP el primer autor.

**Cómo citar este artículo:** Jiménez, J. E., & García, E. (2023). Invarianza longitudinal del IPAE en escolares españoles de primer curso de primaria. *Revista Evaluar*, 23(1), 12-26. Recuperado de <https://revistas.unc.edu.ar/index.php/revaluar>

**Participaron en la edición de este artículo:** Melani Hajduczyk, Eugenia Barrionuevo, Juan Cruz Balverdi, Pablo Carpintero, Agustina Mangieri, Florencia Ruiz, Mónica Serppe, Jorge Bruera, Benjamín Casanova.

## Introducción

Aprender a escribir es un tema que preocupa a padres, docentes, estudiantes e investigadores. La escritura es una actividad esencial que permite a los estudiantes expresar sus conocimientos y pensamientos, y participar en la mayoría de las actividades académicas (Berninger, 1994). La transcripción puede ser especialmente importante para comenzar y desarrollar la escritura en los años de la escuela primaria (Berninger & Swanson, 1994).

Los modelos teóricos sobre escritura, como el *modelo simple de la escritura* (Juel, 1988; Juel et al., 1986) y el *modelo no tan simple de escritura* (Berninger & Winn, 2006), destacan el papel de las habilidades de transcripción (es decir, escritura a mano o mecanografía y ortografía) en el desarrollo de la producción temprana de textos escritos. Antes de producirse la generación y composición de textos, los escritores principiantes tienen que adquirir automaticidad en los procesos de escritura de orden inferior, como la recuperación de correspondencias fonema-grafema, movimientos motores controlados para conseguir que las letras sean legibles y la recuperación de representaciones ortográficas de palabras (Graham et al., 1997; Kim et al., 2011). Es evidente que la habilidad de la escritura cambia a medida que se desarrolla. La atención de los escritores jóvenes está focalizada en las etapas iniciales de la formación de letras individuales y deletreo de palabras, para pasar luego a la construcción de frases, oraciones y párrafos. A medida que se desarrolla su competencia escritora, los textos se vuelven cada vez más complejos, pasando de combinaciones aleatorias de palabras a narraciones extensas y textos organizados (Berninger et al., 1995; Berninger et al., 2006; Longcamp et al., 2005).

## Habilidades de transcripción

La transcripción es un proceso cognitivo básico en la escritura que permite al escritor traducir el lenguaje interno en símbolos escritos externos para expresar ideas a través del lenguaje escrito, usando lápiz, bolígrafo o teclado (Berninger et al., 2002). La habilidad de transcripción puede ser especialmente importante para comenzar y desarrollar la escritura en los años de la escuela primaria. Por lo tanto, el modelo de *visión simple de la escritura* predice que si los niños son lentos o imprecisos en la transcripción, por ejemplo, escritura a mano o mecanografía lenta y mala ortografía, entonces la calidad de sus composiciones escritas será pobre, ya que todos sus recursos cognitivos de atención y memoria son utilizados para conseguir realizar el trazo y convertir los fonemas en grafemas. Numerosos estudios han examinado la relación entre las habilidades de transcripción (por ejemplo, escritura a mano y ortografía) y la composición escrita (por ejemplo, calidad o fluidez de la composición) (ver Graham et al., 1997). Se ha demostrado que la habilidad de transcripción predice la fluidez de la escritura y la calidad de la composición en escritores jóvenes (Abbott et al., 2010; Berninger et al., 2009; Graham et al., 1997; Juel, 1988; Juel et al., 1986). Una posible interpretación es que, normalmente, conseguir que los escritores sean más fluidos o precisos en las habilidades de transcripción les permite disponer de más recursos cognitivos que se pueden utilizar en la elaboración del discurso. Así, por ejemplo, Puranik y Al Otaiba (2012), después de estudiar la influencia de las habilidades de transcripción sobre la generación de texto, concluyeron que “la escritura de los escritores jóvenes emergentes depende de su capacidad para formar y escribir letras con fluidez y deletrear palabras” (p. 1533).

En los niños de habla inglesa, se ha demostrado que la habilidad de transcripción influ-

ye en la producción temprana de textos escritos (Berninger et al., 1992; Graham et al., 1997; Juel, 1988; Puranik & Al Otaiba, 2012). Hasta donde se sabe, solo un número limitado de estudios ha explorado la contribución de la transcripción a la generación de texto de los estudiantes en una ortografía transparente (por ejemplo, en turco, Babayiğit & Stainthorp, 2010; en portugués, Limpo & Alves, 2013; en finlandés, Mäki et al., 2001; en italiano, Arfé et al., 2016; y en español, Jiménez & Hernández-Cabrera, 2019). Los resultados de estos estudios demuestran que la habilidad de transcripción se automatiza antes y que realiza una contribución importante al desarrollo de la producción escrita. Así, por ejemplo, en español, Jiménez y Hernández-Cabrera (2019) demostraron que la fluidez de escritura a mano y la ortografía contribuyeron directamente a la fluidez de la escritura en composición libre a nivel de oración; la fluidez de escritura a mano contribuyó menos que la ortografía; y la ortografía contribuyó tanto a la escritura narrativa y, en mayor medida, a la fluidez de escritura.

### *¿Cómo medir las habilidades de transcripción en Educación Primaria?*

Las medidas basadas en el currículo (MBC) han demostrado que, en el área de la escritura, son adecuadas para establecer diferencias entre el logro académico del alumnado y permiten la detección temprana del alumnado en riesgo de presentar futuras Dificultades de Aprendizaje (DA) (Dombek & Al Otaiba, 2016).

Mientras que el uso de MBC ha sido promovido principalmente para la lectura (Wayman et al., 2007) y matemáticas (Foegen et al., 2007; Jiménez & de León, 2017), la investigación está dirigiendo cada vez más su atención a la escritura (Graham & Perin, 2007). En una revisión realiza-

da por McMaster y Espin (2007), se encontró que muy pocos estudios se han centrado en examinar el grado de validez de las diferentes medidas basadas en el currículo de escritura. Unos 172 artículos se centraron en MBC en el área de lectura, ortografía, matemáticas y escritura, pero solo 28 artículos incluyeron investigaciones sobre escritura, y sobre validez y confiabilidad desde preescolar hasta la educación secundaria.

En el desarrollo de una MBC con fines de cribado y evaluación del progreso de aprendizaje, es importante identificar qué medidas podrían utilizarse desde un punto de vista empírico, para cumplir con los criterios de validez requeridos para medidas de este tipo. Por lo tanto, se han realizado varios intentos diferentes a lo largo del tiempo para encontrar qué constructos de escritura deben medirse, cuáles son los mejores tipos de tareas, cuánto tiempo deben tomar las tareas de escritura y qué puntajes o variables deben medirse (McMaster & Campbell, 2008).

Gil et al. (2021) analizaron qué medidas de escritura, o combinación de medidas, serían las más adecuadas para una detección temprana de alumnos con riesgo de presentar futuras dificultades para aprender a escribir en español. Estos autores administraron la MBC Indicadores de Progreso de Aprendizaje en Escritura (IPAE; Jiménez & Gil, 2019) a una muestra de 639 alumnos de primer grado al principio, a la mitad y al final del año escolar. El IPAE incluye copia de letras, escritura de alógrafos, dictado de letras, dictado de palabras con ortografía arbitraria, dictado de palabras con ortografía reglada, dictado de pseudopalabras, dictado de oraciones, escritura de oraciones y escritura de un cuento. Los estudiantes fueron clasificados en riesgo vs. no-riesgo con el instrumento estandarizado Evaluación Temprana de la Escritura (EGWA, Jiménez, 2017, 2018). Se analizó la utilidad predictiva de las medidas del IPAE y su precisión diagnóstica me-

diante la Curva ROC y la regresión logística binaria. Los resultados demostraron que la detección temprana de dificultades para aprender a escribir en español debería incluir una combinación de medidas en lugar de medidas aisladas. Esta medida combinada incluye la escritura de alógrafos en un minuto (i.e., pasar de mayúscula a minúscula), dictado de palabras con ortografía arbitraria, dictado de palabras con ortografía basada en reglas, dictado de pseudopalabras y dictado de frases.

Considerando lo expuesto anteriormente, para este estudio se ha diseñado la medida Indicadores de Progreso de Aprendizaje en Matemáticas (IPAE) (Jiménez & Gil, 2019), que incluye un total de cinco tareas. Sin embargo, no se ha estudiado la validez del constructo y su estabilidad a lo largo del tiempo. Esto último es importante cuando se quiere utilizar la medida MBC para monitorizar el progreso en el aprendizaje. Por tanto, el objetivo de este trabajo ha sido poner a prueba un modelo hipotético que permita profundizar la dimensionalidad de la habilidad de transcripción en alumnos de primer curso de educación primaria. Para ello se empleará la técnica de Análisis Factorial Confirmatorio que permite conocer en qué medida la varianza asociada a cada una de las tareas que componen la herramienta IPAE es explicada por el constructo transcripción. Asimismo, se pretende analizar el nivel de estabilidad de las mediciones de transcripción a lo largo del tiempo al igual que su invarianza factorial.

## Metodología

### *Participantes*

La población de este estudio corresponde al alumnado de 1º curso de Educación Primaria perteneciente a 4 centros de Educación Primaria, uno concertado y tres públicos, de la provincia de Santa Cruz de Tenerife. La muestra incluyó un

total de 231 alumnos/as ( $M_{\text{edad en meses}} = 76.8$ ;  $DE = 7.2$ ; 119 niños y 112 niñas) de área urbana y de distintos niveles socioeconómicos que asistían a escuelas públicas y privadas.

### *Instrumentos*

Los materiales utilizados se basaron en los Indicadores de Progreso de Aprendizaje en Escritura (IPAE, Jiménez & Gil, 2019). Existen tres versiones (Forma A, Forma B y Forma C) que son equivalentes en el nivel de dificultad, pero con ítems diferentes, cada uno adaptándose al currículo escolar. Cada forma incluye las siguientes tareas:

**Alógrafos.** Esta tarea incluye las 27 letras del alfabeto. Los estudiantes tenían que escribir todas las letras en minúsculas, con la mayor precisión y rapidez posibles. Todas las alografías (letras minúsculas) escritas correctamente y correspondientes a la letra mayúscula presentada se consideraron como letras correctas.

**Palabras dictadas con ortografía arbitraria.** En esta tarea había 17 palabras familiares con ortografía arbitraria seleccionadas del diccionario de frecuencia de familiaridad subjetiva (ver Guzmán & Jiménez, 2001). La ortografía arbitraria utilizada fue el uso de b/v (p. ej., boca/velero), h (p. ej., hora), j/g (p. ej., jirafa/gitana), ll (p. ej., llave), qu/c (p. ej., pequeña /camisa) y z/c (por ejemplo, zapato/cine). Se consideró que una palabra estaba escrita correctamente si su ortografía era correcta.

**Palabras dictadas con ortografía basada en reglas.** Esta tarea incluye un total de 20 palabras. Las reglas ortográficas utilizadas fueron: poner una m antes de p y b, y br y bl con b. Se contó el número total de palabras cuando el estudiante escribió correctamente la parte de la palabra que contenía la regla de ortografía.

**Pseudopalabras dictadas.** Esta tarea incluye 20 pseudopalabras. Se crearon las pseudopalabras

teniendo en cuenta su longitud y estructura silábica. Se obtiene una puntuación del número total de pseudopalabras escritas con la representación gráfica correcta de los sonidos. Una pseudopalabra se consideraba correcta si el alumno era capaz de transformar cada fonema en su grafema correspondiente. Todas las palabras que suenan igual se consideraron válidas; si el estudiante escribió *iefe* o *yefe*, cuando debería haber escrito *hiefe*, ambas se consideraron correctas ya que suenan igual que la palabra sin sentido dictada cuando se lee en voz alta.

**Dictado de frases.** Las oraciones dictadas en cada forma tenían la misma longitud y estructura de sílabas y contenían palabras usadas tanto en ortografía arbitraria como en ortografía basada en reglas. Se contó el número total de palabras escritas correctamente. Una palabra escrita respetando las reglas de conversión fonema-grafema y sin errores ortográficos se consideró una palabra correcta. En esta tarea no se penalizó el uso de minúsculas al inicio de la oración y la falta de uso de tildes.

### Procedimiento

Previo a la administración del instrumento, se solicitó autorización al centro y a las familias para la realización del estudio. Para llevar a cabo la recolección de información, se entrenó a siete licenciados en Psicología y dos licenciados en Psicopedagogía en la aplicación de la herramienta IPAE. Las pruebas se aplicaron en tres momentos a lo largo del año escolar (noviembre, febrero y mayo), con un intervalo aproximado de tres meses entre cada una de ellas. La aplicación se llevó a cabo de forma colectiva en el grupo clase y en horario lectivo, durante el cual se informó al alumnado del objetivo del estudio y su confidencialidad.

### Análisis de datos

La batería IPAE consta de diferentes pruebas que evalúan con diferentes unidades de medida, por lo que las puntuaciones de cada prueba se transformaron para expresarse en una misma escala. Para ello hicimos uso de la estimación de la proporción de escala máxima (POMS) (Cohen et al., 1999), de acuerdo con la siguiente fórmula:

$$POMS = \frac{(puntuación\ observada - puntuación\ mínima)}{(puntuación\ máxima - puntuación\ mínima)}$$

Debido a que las medidas POMS se calculan en el nivel individual de cada variable, no es necesario establecer una línea base inicial, y permiten que las covarianzas se mantengan para llevar un análisis factorial confirmatorio. Con esta aproximación, cada variable estaría en una escala entre 0 (valor mínimo posible) y 1 (valor máximo posible).

El análisis estadístico se llevó a cabo en dos etapas. En una primera etapa, un modelo de medición de una única dimensión fue evaluado usando un análisis factorial confirmatorio para cada momento por separado (i.e., Forma A en noviembre, Forma B en febrero y Forma C en mayo) y, en segundo lugar, un análisis de la invarianza factorial longitudinal con el objetivo de conocer el nivel de estabilidad de las mediciones a lo largo del tiempo.

Para cada análisis factorial confirmatorio, se especificaron como parámetros libres las varianzas de los términos de error y fijándose a uno un coeficiente estructural en la variable latente o factor. El método de estimación empleado en cada análisis fue el de Máxima Verosimilitud Robusta (MLR) y se calculó la fiabilidad a través de los coeficientes alfa de Cronbach ( $\alpha$ ) y omega jerárquico ( $\Omega$ ).

Para la evaluación del ajuste de los distintos modelos factoriales confirmatorios se tomaron en cuenta los siguientes índices: como medidas absolutas de ajuste se emplearon el estadístico Chi-cuadrado y la raíz cuadrática media (RMSEA), como medidas de ajuste incremental el Índice Tucker-Lewis (TLI) y el índice de bondad de ajuste comparativo (CFI), para comparar las diferencias entre los residuales de la matriz de covarianza de la muestra y el modelo hipotetizado se empleó el índice estandarizado de la media cuadrática de los residuales (SRMR) y, finalmente, el criterio de información de Akaike (AIC) como medida de ajuste de parsimonia.

La estimación de la invarianza longitudinal del IPAE a lo largo de los tres momentos de medida se llevó a cabo de forma progresiva sobre la base de diferentes niveles de restricción (Milfont & Fischer, 2010). Se calculó la invarianza de medida cuya definición matemática establece qué propiedades deben permanecer invariantes (para una descripción consultar Rojas-Torres et al., 2018). Comenzamos con el modelo de invarianza configural que permite establecer si existe una equivalencia de los modelos de medida básicos para cada versión de la prueba a lo largo de cada momento. En este sentido, el modelo de invarianza configural asume que el constructo latente es medido por los mismos indicadores a lo largo del tiempo. El segundo paso consistió en establecer el modelo invarianza métrico longitudinal, donde restringimos las cargas factoriales para que fuesen las mismas en cada momento de medida. Por lo tanto, sobre la misma configuración del modelo configural anterior, se estableció si cada indicador tiene la misma carga a lo largo del tiempo. El tercer paso fue determinar el modelo de invarianza escalar longitudinal, esto es, para mantener la misma configuración y la restricción de cargas anteriores, se añadió la restricción de que los interceptos a lo largo del tiempo fueran

iguales. Alcanzar dicha invarianza permitiría la comparación de un constructo a lo largo del tiempo. Finalmente, para finalizar con esta estimación progresiva de la invarianza longitudinal se agregó la restricción de la varianza de errores de los residuales de los indicadores, lo cual incrementa el grado de comparabilidad de las escalas latentes. Respecto a los criterios de evaluación de la invarianza factorial longitudinal, se siguieron dos aproximaciones. En la primera aproximación se comparó con base en la comparación de medias en modelos anidados (Newsom, 2015) y al ajuste incremental de los índices de ajuste (Milfont & Fischer, 2010). En la segunda se adoptó un enfoque relativo de los modelos anidados para llevar a cabo la evaluación de la invarianza observando la magnitud del cambio de los estadísticos CFI y RMSEA. De acuerdo a las sugerencias ofrecidas por distintos autores (Chen, 2007; Cheung & Rensvold, 2002; Rutkowski & Svetina, 2014, 2017; Svetina & Rutkowski, 2017) se consideraron los siguientes criterios como aceptables: (a) para la invarianza métrica, cambios en CFI mayores o iguales a  $-.004$  y cambios en RMSEA menores o iguales a  $.050$ , y (b) para la invarianza escalar, cambios en CFI mayores o iguales a  $-.010$  en magnitud y cambios en RMSEA menores o iguales a  $.010$ .

Los análisis que se presentan a continuación han sido realizados con el programa R (R Core Team, 2021) y el paquete lavaan (Rosseel, 2012). Los índices presentados a lo largo de los resultados hacen referencia a índices robustos.

## Resultados

En la Tabla 1 se muestran los estadísticos descriptivos de las puntuaciones POMS de cada tarea del IPAE, los valores máximo y mínimo, medias, desviación estándar, asimetría y curtosis

**Tabla 1**

Estadísticas descriptivas de las tareas del IPAE en cada momento de medición.

Momento	Tarea	Media	DE	Mínimo	Máximo	Asimetría	Curtosis
Noviembre	EA1	0.81	1.11	0	4	1.33	0.96
	DPOA1	4.64	3.71	0	14	0.30	-0.94
	DPOR1	5.01	5.28	0	19	0.95	-0.15
	DPS1	4.82	8.45	0	19	0.86	-0.53
	DF1	4.87	5.47	0	18	0.83	-0.67
Febrero	EA2	2.27	2.42	0	12	0.74	1.75
	DPOA2	9.31	4.13	0	20	-0.22	-0.15
	DPOR2	9.72	6.47	0	20	-0.03	-1.36
	DPS2	11.15	6.18	0	20	-0.57	-0.94
	DF2	11.29	5.83	0	19	-0.69	-0.70
Mayo	EA3	4.41	3.57	0	16	0.34	-0.25
	DPOA3	10.81	3.96	0	20	-0.48	0.10
	DPOR3	12.87	6.26	0	20	-0.74	-0.74
	DPS3	12.15	5.62	0	20	-0.81	-0.47
	DF3	12.69	5.92	0	21	-0.80	-0.56

**Nota.** Las siguientes siglas representan; EA: escritura de alógrafos, DPOA: dictado de palabras con ortografía arbitraria, DPOR: dictado de palabras con ortografía reglada, DPS: dictado de pseudopalabras, DF: dictado de frases; y el número que va a continuación hace referencia al momento de medida 1, 2 y 3 indican noviembre, febrero y mayo respectivamente.

para cada tarea. Si observamos los valores de simetría y curtosis de todas las variables del estudio podemos observar que no existen problemas con la distribución de los datos puesto que los valores absolutos de estos índices no exceden los valores 3.0 y 10.0 respectivamente (Kline, 2005).

La matriz de correlación de los resultados obtenidos en las diferentes tareas según momento de medición se presenta en la Tabla 2. Los resultados obtenidos muestran correlaciones estadísticamente significativas entre todos los indicadores.

### *Análisis factoriales confirmatorios*

En este estudio se postula un modelo mediante un AFC basado en los datos empíricos obtenidos a través de las respuestas proporcionadas por el alumnado en la herramienta IPAE. El modelo de medición propuesto para el IPAE en cada momento establece una única variable latente o factor denominada escritura (ESC) que explica los siguientes cinco indicadores observables: escritura de alógrafos (EA), dictado de palabras con ortografía arbitraria (DPOA), dictado de palabras con ortografía reglada (DPOR), dictado de pseudopalabras (DPSE) y dictado de frases (DF). Este modelo corresponde a una concepción teórica unidimensional de la habilidad de transcripción.

**Tabla 2**

Medias, desviaciones típicas y correlaciones de las tareas del IPAE en puntuaciones POMS para cada momento de medida.

Tarea	<i>M</i>	<i>DE</i>	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14
1 EA1	.06	.07														
2 EA2	.15	.14	.35**													
3 EA3	.30	.22	.28**	.36**												
4 DPOA1	.26	.18	.31**	.34**	.27**											
5 DPOA2	.49	.19	.26**	.34**	.20**	.61**										
6 DPOA3	.56	.17	.16*	.29**	.24**	.45**	.60**									
7 DPOR1	.25	.26	.31**	.26**	.29**	.59**	.48**	.37**								
8 DPOR2	.51	.31	.24**	.32**	.25**	.45**	.50**	.46**	.46**							
9 DPOR3	.68	.28	.24**	.26**	.26**	.40**	.55**	.58**	.44**	.64**						
10 DPS1	.27	.27	.42**	.28**	.30**	.63**	.53**	.41**	.64**	.39**	.38**					
11 DPS2	.60	.29	.27**	.28**	.29**	.54**	.62**	.56**	.43**	.62**	.62**	.52**				
12 DPS3	.65	.25	.27**	.27**	.22**	.45**	.60**	.52**	.39**	.46**	.58**	.47**	.68**			
13 DF1	.25	.26	.35**	.27**	.37**	.60**	.41**	.33**	.54**	.38**	.32**	.56**	.44**	.32**		
14 DF2	.57	.25	.25**	.28**	.23**	.58**	.55**	.46**	.37**	.53**	.47**	.46**	.66**	.47**	.47**	
15 DF3	.64	.25	.32**	.31**	.32**	.58**	.61**	.51**	.49**	.53**	.61**	.51**	.68**	.58**	.47**	.69**

**Nota.** *M* y *DE* representan la media y desviación típica. \* indica  $p < .05$ . \*\* indica  $p < .01$ . Las siguientes siglas representan; EA: escritura de alógrafos, DPOA: dictado de palabras con ortografía arbitraria, DPOR: dictado de palabras con ortografía reglada, DPS: dictado de pseudopalabras, DF: dictado de frases; y el número que va a continuación hace referencia al momento de medida 1, 2 y 3 indican noviembre, febrero y mayo respectivamente.

**Tabla 3**

Índices de ajuste de los modelos factoriales confirmatorios para cada momento de medición.

Momento	$\chi^2$	gl	p	nfi	nnfi	CFI	TLI	mfi	RMSEA	RMSEA IC 90%
Noviembre	6.462	5	.264	0.978	0.991	.995	0.991	0.994	.042	0, 0.121
Febrero	6.573	5	.254	0.977	0.991	.996	0.991	0.997	.039	0, 0.110
Mayo	3.336	5	.648	0.987	1.013	1.000	1.013	1.003	.000	0, 0.089

**Nota.** Los modelos han sido calculados usando el estimador MLR. IC intervalo de confianza al 90%. gl = grados de libertad

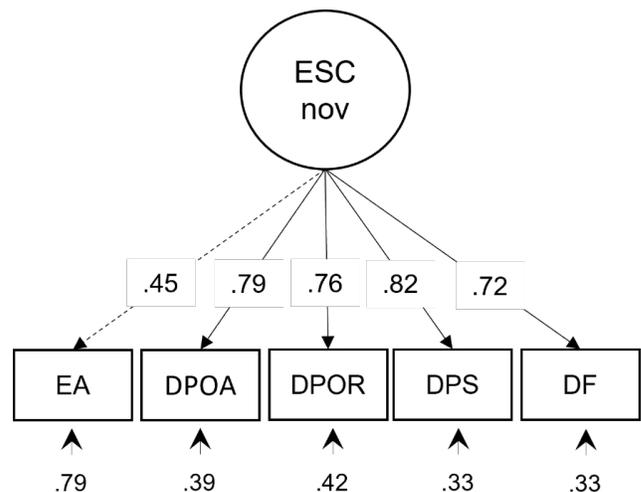
En una primera fase hemos formulado la estructura de relaciones entre los indicadores observables y el factor latente. Una vez establecida la estructura del instrumento a nivel conceptual, esta se postula como la teoría cuya dimensionalidad será validada con base en los resultados obtenidos.

La Tabla 3 muestra los índices de ajuste de los modelos factoriales confirmatorios para cada momento de medición.

**IPAE Forma A.** La evaluación de la bondad del modelo se estableció siguiendo los criterios convencionales y el modelo propuesto para el primer momento de medida posee un ajuste adecuado. Se obtuvieron los siguientes índices (robustos) para el modelo,  $\chi^2(5) = 6.462$ ,  $p = .264$ , CFI = .995, TLI = .991, SRMR = .025, RMSEA = .042. Los índices de fiabilidad del presente modelo son  $\alpha = .82$  y  $\Omega = .86$ . La representación gráfica del modelo se muestra en la Figura 1.

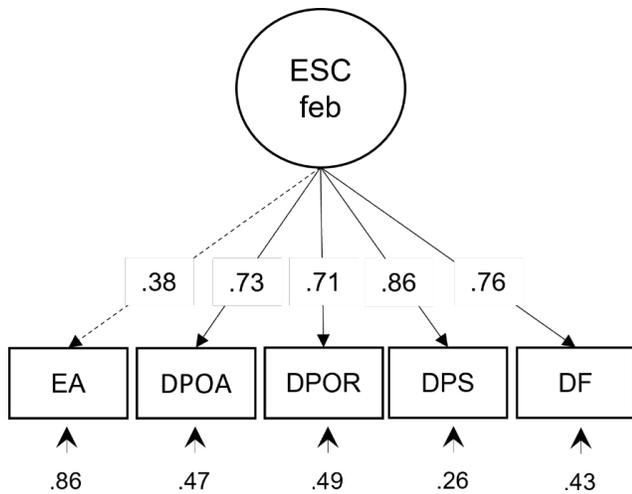
**IPAE Forma B.** El modelo de medición propuesto para la medida de febrero es exactamente igual a la del momento anterior. La evaluación de la bondad determina que el modelo propuesto para el segundo momento de medición posee nuevamente un ajuste óptimo. Los índices robustos del modelo fueron  $\chi^2(5) = 6.573$ ,  $p = .254$ , CFI = .996, TLI = .991, SRMR = .026, RMSEA = .039, y con los siguientes coeficientes de fiabilidad:  $\alpha = .81$  y  $\Omega = .85$ . La representación gráfica del modelo se muestra en la Figura 2.

**IPAE Forma C.** Manteniendo el modelo de medición propuesto idéntico a los dos momentos anteriores, se encontraron los siguientes índices robustos,  $\chi^2(5) = 3.336$ ,  $p = .648$ , CFI = 1, TLI = 1.01, SRMR = .020, y RMSEA < .001. Por lo tanto, tras el análisis de la bondad, el modelo de análisis factorial confirmatorio para la medida de mayo ha resultado ser también óptimo y con índices de fiabilidad adecuados ( $\alpha = .80$  y  $\Omega = .82$ ). La representación gráfica del modelo se muestra en la Figura 3.

**Figura 1**

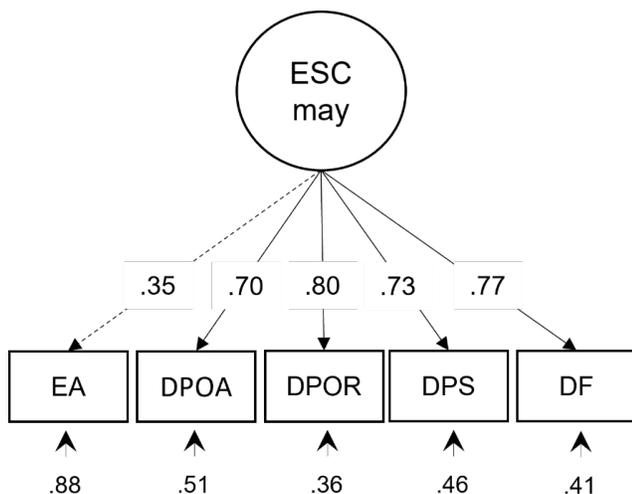
Modelo del análisis factorial confirmatorio para la medida IPAE Forma A

**Nota.** EA: escritura de alógrafos, DPOA: dictado de palabras con ortografía arbitraria, DPOR: dictado de palabras con ortografía reglada, DPS: dictado de pseudopalabras, DF: dictado de frases, ESC: Escritura, nov: noviembre.



**Figura 2**  
Modelo del análisis factorial confirmatorio para la medida IPAE Forma B

**Nota.** EA: escritura de alógrafos, DPOA: dictado de palabras con ortografía arbitraria, DPOR: dictado de palabras con ortografía reglada, DPS: dictado de pseudopalabras, DF: dictado de frases, ESC: Escritura, feb: febrero



**Figura 3**  
Modelo del análisis factorial confirmatorio para la medida IPAE Forma C

**Nota.** EA: escritura de alógrafos, DPOA: dictado de palabras con ortografía arbitraria, DPOR: dictado de palabras con ortografía reglada, DPS: dictado de pseudopalabras, DF: dictado de frases, ESC: Escritura, may: mayo.

### Invarianza factorial longitudinal

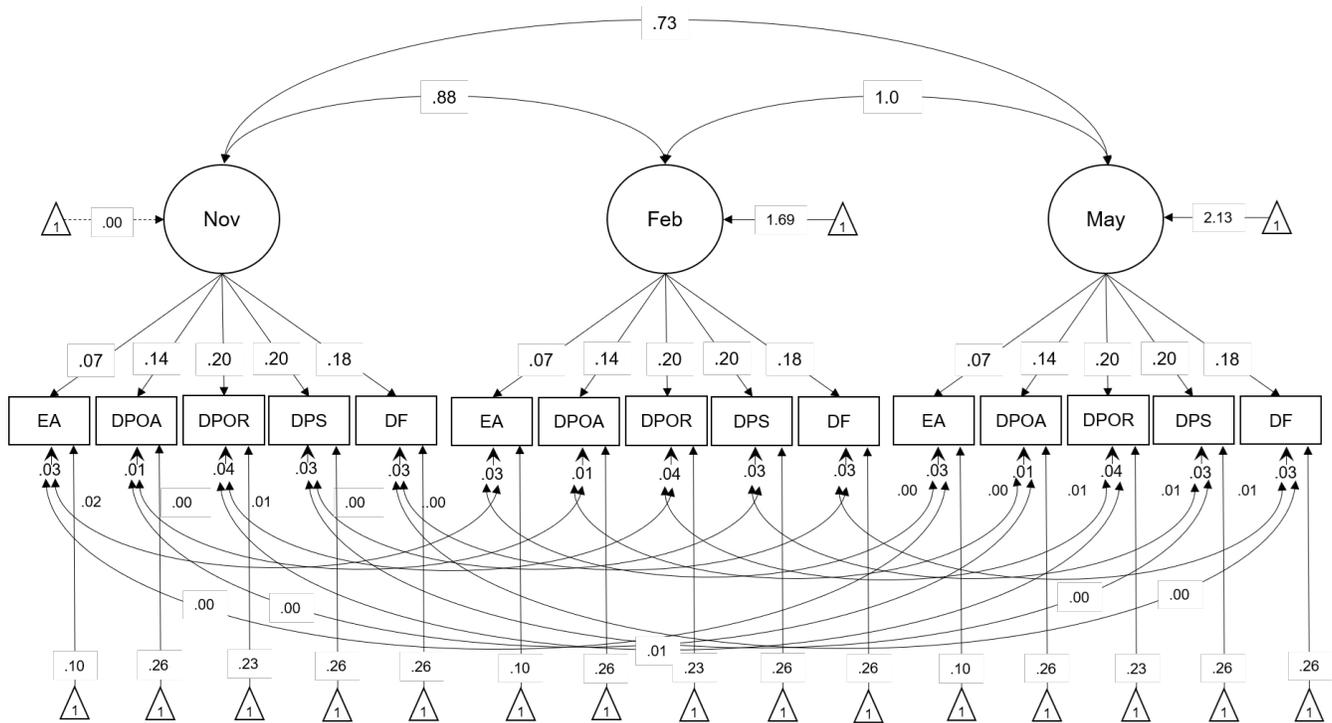
La Tabla 4 muestra los resultados para la aproximación incremental de invarianza longitudinal, los ANOVA de las comparaciones de ajuste entre los niveles de invarianza de los modelos anidados, así como los cambios en los índices de ajuste.

Los resultados muestran que tanto el modelo configural, métrico, escalar y estricto presentaron unos índices de ajuste adecuado ( $CFI > .90$ ,  $TLI > .90$  y  $RMSEA < .08$ ). Sin embargo, los resultados de la prueba ANOVA para la diferencia del estadístico  $\chi^2$  determinan que no se cumple para el nivel de invarianza métrico, debido a que en su comparación con el modelo configural existen diferencias estadísticamente significativas entre los ajustes ( $\Delta\chi^2 (\Delta gl) = 29.21 (7), p < .001$ ). De forma análoga, el contraste de hipótesis para el nivel de invarianza, escalar y estricta tampoco ofrece evidencias en favor de las mismas ( $\Delta\chi^2 (\Delta gl) = 24.341 (4), p < .001$  y  $\Delta\chi^2 (\Delta gl) = 23.313 (6), p < .001$ , respectivamente). Como podemos observar, desde la perspectiva convencional, para examinar la invarianza no podríamos concluir que exista, pero la evaluación de la invarianza desde una aproximación del cambio relativo de los estadísticos muestra que los cambios del modelo métrico respecto al modelo configural son  $\Delta CFI = -.014$  y  $\Delta RMSEA = .008$ . Por lo tanto, podemos asumir la invarianza de las cargas factoriales a lo largo del tiempo, ya que estos resultados indican que las restricciones del modelo métrico no generan un deterioro sustantivo en el ajuste del modelo. En el caso de la invarianza escalar, las diferencias de ambos indicadores ( $\Delta CFI = -.002$  y  $\Delta RMSEA = .001$ ) señalan que el ajuste es adecuado, nuevamente las restricciones de las cargas y de los interceptos no deterioran sustantivamente al modelo. Los resultados permiten asumir que las medias latentes del modelo de medición para

**Tabla 4**  
Índices de los modelos de invarianza factorial longitudinal del IPAE.

Momento	$\chi^2 (gl)$	CFI	TLI	RMSEA	$\Delta CFI$	$\Delta RMSEA$	$\Delta\chi^2 (\Delta gl)$
Configural	94.941 (73)	.985	.978	.041			
Métrico	120.954 (80)	.971	.962	.049	-.014	.008	29.212 (7)**
Escalar	122.156 (84)	.969	.961	.050	-.002	.001	24.341 (4)**
Estricto	162.577 (90)	.952	.943	.059	-.009	.009	23.313 (6)**

**Nota.** Los modelos han sido calculados usando el estimador MLR. IC intervalo de confianza al 90%. *gl* = grados de libertad.



**Figura 4**  
Modelo invarianza factorial

**Nota.** Las siguientes siglas representan; EA: escritura de alógrafos, DPOA: dictado de palabras con ortografía arbitraria, DPOR: dictado de palabras con ortografía reglada, DPS: dictado de pseudopalabras, DF: dictado de frases, Nov: noviembre, Feb: febrero, May: mayo.

cada momento son equivalentes. La representación gráfica del modelo de invarianza factorial longitudinal se muestra en la Figura 4.

### Discusión

En este trabajo se ha pretendido poner a prueba un modelo hipotético para profundizar en la dimensionalidad de la habilidad de transcripción en primer curso de Educación Primaria mediante la técnica de Análisis Factorial Confirmatorio (AFC). Los datos obtenidos y el análisis de la estructura factorial siguiendo la técnica AFC permiten verificar un buen ajuste del modelo propuesto, lo que confirma la obtención de la estructura de los datos empíricamente. Así, se observa cómo

el factor latente transcripción explica cada uno de los indicadores observables (i.e. escritura de alógrafos, dictado de palabras con ortografía arbitraria, dictado de palabras con ortografía reglada, dictado de pseudopalabras, y dictado de frases), para cada uno de los momentos de medición (i.e. noviembre, febrero y mayo).

Los resultados obtenidos se ajustan a lo prescrito por la teoría en cuanto a la definición de este constructo y las habilidades que lo conforman. Los modelos teóricos sobre escritura, como el *modelo simple de la escritura* (Juel, 1988; Juel et al., 1986) y el *modelo no tan simple de escritura* (Berninger & Winn, 2006), proporcionan un marco conceptual a partir del cual se conceptualiza que en las primeras etapas del desarrollo de la escritura, los procesos de transcripción son fundamentales, esto es, tanto la fluidez en el trazo como la exactitud en la producción ortográfica son la base a partir de la cual el escritor puede traducir las ideas en un texto escrito. En español, Jiménez y Hernández-Cabrera (2019) analizaron la contribución de la habilidad de transcripción como factor de segundo orden y sus componentes específicos (i.e., fluidez en la caligrafía y ortografía) a la generación de textos de los estudiantes (i.e., fluidez y calidad de la composición escrita). Estos autores demostraron que tanto la fluidez del trazo y la exactitud ortográfica en la modalidad de escritura manuscrita mostraron una alta carga en el factor de transcripción, además de su contribución al desarrollo de la producción escrita. Asimismo, la definición de DA en escritura se sustenta en una baja automatización de las habilidades de transcripción (i.e., escritura a mano y/u ortografía) que interfieren con el desarrollo típico de la escritura (Berninger et al., 2009). En estudios previos, el IPAE ha mostrado unos índices adecuados de sensibilidad y especificidad para la detección de alumnado en riesgo de presentar dificultades de aprendizaje (DA) en escritura (Gil et

al., 2021).

En conclusión, el principal aporte de esta investigación ha sido la de contrastar un modelo basado en la teoría, donde la parte que cada una de las tareas seleccionadas (i.e. escritura de alógrafos, etc.) comparte entre sí puede atribuirse a la habilidad de transcripción como estructura latente no observada. En este sentido, el IPAE presenta una adecuada validez de constructo ya que permite apresar la habilidad de transcripción en el alumnado de primer curso de Educación Primaria. Asimismo, las pruebas MBC como el IPAE están diseñadas no solamente con fines de cribado sino también para supervisar y controlar el progreso de aprendizaje. En este sentido, se ha probado la invarianza factorial relativa al constructo transcripción lo que demuestra que el IPAE es un instrumento adecuado para medir esta habilidad a lo largo del tiempo. Futuros estudios serán necesarios para analizar la sensibilidad del IPAE a los cambios que se producen en el aprendizaje de los estudiantes en función del estatus de riesgo de presentar DA en escritura.

## Referencias

- Abbott, R. D., Berninger, V. W., & Fayol, M. (2010). Longitudinal relationships of levels of language in writing and between writing and reading in Grades 1 to 7. *Journal of Educational Psychology, 102*(2), 281-298. <https://doi.org/10.1037/a0019318>
- Arfé, B., Dockrell, J. E., & De Bernardi, B. (2016). The effect of language specific factors on early written composition: The role of spelling, oral language and text generation skills in a shallow orthography. *Reading and Writing: An Interdisciplinary Journal, 29*(3), 501-527. <https://doi.org/10.1007/s11145-015-9617-5>
- Babayigit, S., & Stainthorp, R. (2010). Component processes of early reading, spelling and narrative writing skills in Turkish: A longitudinal study. *Reading and*

- Writing: An Interdisciplinary Journal*, 23(5), 539-568. <https://doi.org/10.1007/s11145-009-9173-y>
- Berninger, V. W. (1994). Intraindividual differences in levels of language in comprehension of written sentences. *Learning and Individual Differences*, 6(4), 433-457. [https://doi.org/10.1016/1041-6080\(94\)90004-3](https://doi.org/10.1016/1041-6080(94)90004-3)
- Berninger, V., Abbott, R., Augsburger, A., & García, N. (2009). Comparison of pen and keyboard transcription modes in children with and without learning disabilities. *Learning Disability Quarterly*, 32(3), 123-141. <https://doi.org/10.2307/27740364>
- Berninger, V. W., Abbott, R. D., Jones, J., Wolf, B. J., Gould, L., Anderson-Youngstrom, M., Shimada, S., & Apel, K. (2006). Early development of language by hand: Composing, reading, listening, and speaking connections; three letter-writing modes; and fast mapping in spelling. *Developmental Neuropsychology*, 29(1), 61-92. [https://doi.org/10.1207/s15326942dn2901\\_5](https://doi.org/10.1207/s15326942dn2901_5)
- Berninger, V. W., Abbott, R. D., Whitaker, D., Sylvester, L., & Nolen, S. B. (1995). Integrating low- and high-level skills in instructional protocols for writing disabilities. *Learning Disability Quarterly*, 18(4), 293-309. <https://doi.org/10.2307/1511235>
- Berninger, V. W., & Swanson, H. L. (1994). Modifying Hayes and Flower's model of skilled writing to explain beginning and developing writing. En E. C. Butterfield, & J. Carlson (Eds.), *Advances in Cognition and Educational Practice* (Vol. 2, pp. 57-81). JAI Press.
- Berninger, V., & Winn, W. D. (2006). Implications of advancements in brain research and technology for writing development, writing instruction, and educational evolution. En C. MacArthur, S. Graham, & J. Fitzgerald (Eds.), *Handbook of writing research* (pp. 96-114). The Guilford Press.
- Berninger, V., Vaughan, K., Abbott, R., Begay, K., Coleman, K., Curtin, G., Hawkins, J., & Graham, S. (2002). Teaching spelling and composition alone and together: Implications for the simple view of writing. *Journal of Educational Psychology*, 94(2), 291-304. <http://doi.org/10.1037/0022-0663.94.2.291>
- Berninger, V., Yates, C., Cartwright, A., Rutberg, J., Remy, E., & Abbott, R. (1992). Lower-level developmental skills in beginning writing. *Reading and Writing: An Interdisciplinary Journal*, 4, 257-280.
- Chen, F. F. (2007). Sensitivity of goodness of fit indexes to lack of measurement invariance. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 14(3), 464-504. <https://doi.org/10.1080/10705510701301834>
- Cheung, G. W., & Rensvold, R. B. (2002). Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal* 9(2), 233-255. [https://doi.org/10.1207/S15328007SEM0902\\_5](https://doi.org/10.1207/S15328007SEM0902_5)
- Cohen, P., Cohen, J., Aiken, L., & West, S. G. (1999). The problem of units and the circumstance for POMP. *Multivariate Behavioral Research*, 34(3), 315-346. [https://doi.org/10.1207/S15327906MBR3403\\_2](https://doi.org/10.1207/S15327906MBR3403_2)
- Dombek, J. L., & Al Otaiba, S. (2016). Curriculum-based measurement for beginning writers (K-2). *Intervention in School and Clinic*, 51(5), 276-283. <https://doi.org/10.1177/105345121560669>
- Foegen, A., Jiban, C., & Deno, S. (2007). Progress monitoring measures in mathematics: A review of the literature. *The Journal of Special Education*, 41(2), 121-139. <https://doi.org/10.1177/00224669070410020101>
- Gil, V., de León, S. C., & Jiménez, J. E. (2021). Universal screening for writing risk in Spanish-speaking first graders. *Reading & Writing Quarterly*, 37(2), 117-135. <https://doi.org/10.1080/10573569.2020.1733451>
- Graham, S., Berninger, V. W., Abbott, R. D., Abbott, S. P., & Whitaker, D. (1997). Role of mechanics in composing of elementary school students: A new methodological approach. *Journal of Educational Psychology*, 89(1), 170-182. <https://doi.org/10.1037/0022-0663.89.1.170>
- Graham, S., & Perin, D. (2007). A meta-analysis of writing instruction for adolescent students. *Journal of Educational Psychology*, 99(3), 445-476. <https://doi.org/10.1037/0022-0663.99.3.445>

- Guzmán, R., & Jiménez, J. E. (2001). Estudio normativo sobre parámetros psicolingüísticos en niños de 6 a 8 años: La familiaridad subjetiva. *Cognitiva*, 13(2), 153-191. <https://dialnet.unirioja.es/servlet/revista?codigo=295>
- Jiménez, J. E. (2017). Early Grade Writing Assessment (EGWA): An instrument model. *Journal of Learning Disabilities*, 50(5), 491-503. <https://doi.org/10.1177/0022219416633127>
- Jiménez, J. E. (2018). *Early Grade Writing Assessment (EGWA): A report on development of an instrument*. United Nations Educational, Scientific and Cultural Organization. <https://unesdoc.unesco.org/inicio>
- Jiménez, J. E., & de León, S. C. (2017). Análisis factorial confirmatorio del IPAM en escolares de tercer curso de primaria. *Revista Evaluar*, 17(2), 81-96. <https://doi.org/10.35670/1667-4545.v17.n2.18723>
- Jiménez, J. E., & Gil, V. (2019). IPAE: Indicadores de Progreso de Aprendizaje en Escritura [material complementario]. En J. E. Jiménez (Ed.), *Modelo de respuesta a la intervención. Un enfoque preventivo para el abordaje de las dificultades de aprendizaje* (pp. 1051-1060). Pirámide.
- Jiménez, J. E., & Hernández-Cabrera, J. A. (2019). Transcription skills and written composition in Spanish beginning writers: Pen and keyboard modes. *Reading and Writing: An Interdisciplinary Journal*, 32(7), 1847-1879. <https://doi.org/10.1007/s11145-018-9928-4>
- Juel, C. (1988). Learning to read and write: A longitudinal study of 54 children from first through fourth grades. *Journal of Educational Psychology*, 80(4), 437-447. <https://doi.org/10.1037/0022-0663.80.4.437>
- Juel, C., Griffith, P., & Gough, P. (1986). Acquisition of literacy: A longitudinal study of children in first and second grade. *Journal of Educational Psychology*, 78(4), 243-255. <https://doi.org/10.1037/0022-0663.78.4.243>
- Kim, Y.-S., Al Otaiba, S., Puranik, C., Folsom, J. S., Greulich, L., & Wagner, R. K. (2011). Componential skills of beginning writing: An exploratory study. *Learning and Individual Differences*, 21(5), 517-525. <https://doi.org/10.1016/J.LINDIF.2011.06.004>
- Kline, R. B. (2005). *Principles and practice of structural equation modeling* (2<sup>da</sup> ed.). Guilford Press.
- Limpo, T., & Alves, R. A. (2013). Modeling writing development: Contribution of transcription and self-regulation to Portuguese students' text generation quality. *Journal of Educational Psychology*, 105(2), 401-413. <https://doi.org/10.1037/a0031391>
- Longcamp, M., Zerbato-Poudou, M. T., & Velay, J.-L. (2005). The influence of writing practice on letter recognition in preschool children: A comparison between handwriting and typing. *Acta Psychologica*, 119(1), 67-79. <https://doi.org/10.1016/j.actpsy.2004.10.019>
- Mäki, H. S., Voeten, M. J. M., Vauras, M. M. S., & Poskiparta, E. H. (2001). Predicting writing skill development with word recognition and preschool readiness skills. *Reading and Writing: An Interdisciplinary Journal*, 14(7-8), 643-672. <https://doi.org/10.1023/A:1012071514719>
- McMaster, K. L., & Campbell, H. (2008). Technical features of new and existing measures of written expression: An examination within and across grade levels. *School Psychology Review*, 37, 550-566.
- McMaster, K., & Espin, C. (2007). Technical features of curriculum-based measurement in writing: A literature review. *The Journal of Special Education*, 41(2), 68-84. <https://doi.org/10.1177/00224669070410020301>
- Milfont, T., & Fischer, R. (2010). Testing measurement invariance across groups: Applications in cross-cultural research. *International Journal of Psychological Research*, 3(1), 111-130. <https://doi.org/10.21500/20112084.857>
- Newsom, J. T. (2015). *Longitudinal structural equation modeling: A comprehensive introduction*. Routledge/Taylor & Francis Group.
- Puranik, C. S., & AlOtaiba, S. (2012). Examining the contribution of handwriting and spelling to written expression in kindergarten children. *Reading and Writing*, 25(7), 1523-1546. <https://doi.org/10.1007>

s11145-011-9331-x

- R Core Team. (2021). R: A language and environment for statistical computing. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. <https://www.R-project.org>
- Rojas-Torres, L., Rojas-Rojas, G., & Brizuela-Rodríguez, A. (2018). El uso de la invarianza de medición con variables dicotómicas como evidencia de validez. *Revista Evaluar*, 18(2), 45-58. <https://doi.org/10.35670/1667-4545.v18.n2.20807>
- Rossell, Y. (2012). lavaan: An R package for structural equation modeling. *Journal of Statistical Software*, 48(2), 1-36. <https://doi.org/10.18637/jss.v048.i02>
- Rutkowski, L., & Svetina, D. (2014). Assessing the hypothesis of measurement invariance in the context of large-scale international surveys. *Educational and Psychological Measurement*, 74(1), 31-57. <https://doi.org/10.1177/0013164413498257>
- Rutkowski, L., & Svetina, D. (2017). Measurement invariance in international surveys: Categorical indicators and fit measure performance. *Applied Measurement in Education*, 30(1), 39-51. <https://doi.org/10.1080/08957347.2016.1243540>
- 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. <https://doi.org/10.1177/0022022117717028>
- Wayman, M. M., Wallace, T., Wiley, H. I., Tichá, R., & Espin, C. A. (2007). Literature synthesis on curriculum-based measurement in reading. *The Journal of Special Education*, 41(2), 85-120. <https://doi.org/10.1177/00224669070410020401>
-



## Construcción y validación de la Escala de Exposición a Factores de Deprivación Sociocultural (EXFADESOS)

### Construction and Validation of the Scale of Exposure to Factors of Sociocultural Deprivation (EXFADESOS)

Jonnathan Harvey Narváez \*<sup>1</sup> y Lina María Obando Guerrero<sup>1</sup>

<sup>1</sup> - Universidad de Nariño (Colombia).

Introducción  
Metodología  
Resultados  
Discusión  
Referencias

Recibido: 10/02/2023 Revisado: 24/02/2023 Aceptado: 28/02/2023

#### Resumen

El individuo tiene interacciones con su entorno que fortalecen el desarrollo cognitivo y de maduración cerebral, sin embargo, cuando existe desventaja social, económica y cultural, la estimulación puede disminuirse produciendo la deprivación sociocultural. En este sentido, el presente estudio tiene como objetivo diseñar y analizar las propiedades psicométricas de la Escala de Exposición a Factores de Deprivación Sociocultural (EXFADESOS). Para ello, se realizó una validación de contenido y de constructo mediante un AFE y un AFC con dos muestras de 411 y 305 estudiantes de secundaria básica y media. La consistencia interna se determinó mediante el alfa ordinal. El instrumento quedó conformado por 25 ítems que evalúan seis dimensiones, las cuales presentaron niveles óptimos (TLI = .90; CFI = .91; RMSEA = .04 [.038, .052]). El alfa ordinal de la escala fue de .88. Se concluye que el EXFADESOS es un instrumento válido, fiable y útil para el contexto para el que fue elaborado.

**Palabras clave:** *deprivación sociocultural, validez de test, psicometría, adolescencia, factores psicosociales*

#### Abstract

The individual has interactions with his environment that strengthen cognitive development and brain maturation, however, when there is a social, economic and cultural disadvantage, the stimulation can be diminished, producing sociocultural deprivation. In this sense, the present study aims to design and analyze the psychometric properties of the EXFADESOS Scale of Exposure to Sociocultural Deprivation Factors. For this, a content and construct validation were carried out using an AFE and an AFC with two samples of 411 and 305 students of basic secondary and middle school. Internal consistency was determined using the ordinal alpha. The instrument was made up of 25 items that evaluate six dimensions, which presented optimal levels (TLI = .90; CFI = .91; RMSEA = .04 [.038, .052]). The ordinal alpha of the scale was .88. It is concluded that the EXFADESOS is a valid, reliable, and useful instrument for the context for which it was developed.

**Keywords:** *sociocultural deprivation, test validity, psychometrics, adolescence, psychosocial factors*

\*Correspondencia a: Jonnathan Harvey Narváez. Dirección postal: Ciudadela Universitaria Torobajo, Pasto - Colombia. E-mail: [jonnathanharnarvaez@gmail.com](mailto:jonnathanharnarvaez@gmail.com)

Nota de autores: Jonnathan Harvey Narváez: <https://orcid.org/0000-0002-3023-5156>; Lina María Obando Guerrero, e-mail: [linamariaobandoguerrero@gmail.com](mailto:linamariaobandoguerrero@gmail.com), <https://orcid.org/0000-0001-6286-5251>

Cómo citar este artículo: Narváez, J. H., & Obando Guerrero, L. M. (2023). Construcción y validación de la Escala de Exposición a Factores de Deprivación Sociocultural (EXFADESOS). *Revista Evaluar*, 23(1), 27-39. Recuperado de <https://revistas.unc.edu.ar/index.php/revaluar>

Participaron en la edición de este artículo: Déborah Figueroa, Stefano Macri, Eugenia Barrionuevo, Juan Cruz Balverdi, Abigail Pérez, Marianela López, Florencia Ruiz, Mónica Serpe, Jorge Bruera.

## Introducción

El desarrollo humano involucra factores biológicos, psicológicos como también sociales; y es el proceso por el que los individuos consolidan capacidades, competencias y habilidades que les permiten afrontar de manera significativa la vida. Los factores sociales están determinados por el conjunto de interacciones que la persona establece con su entorno, donde la calidad de los vínculos y escenarios de socialización desempeñan un papel significativo en la actividad del desarrollo humano. En efecto, desde un horizonte biopsicosocial, el individuo está inmerso en un contexto de socialización próximo que está determinado por condiciones estructurales políticas, culturales y económicas (Avendaño-Castro & Guacaneme-Pineda, 2016), en permanente relación con los procesos psicosociales concretos, en los ambientes familiar, comunitario y escolar (Leal-Soto, 2005; Pizarro-Laborda et al., 2013). Para Bateson (1979) desde un enfoque sistémico, el individuo está atravesado por el conjunto de vínculos interpersonales con los que interactúa, de modo que en su desarrollo no sólo intervienen los factores psicobiológicos, sino también la calidad de las relaciones significativas que el individuo establece con su entorno. Esta tesis está complementada por Carstensen (1995) que sustenta la correlación entre la calidad de las relaciones interpersonales, la provisión de apoyo y el desarrollo socioemocional.

En relación con los factores socioculturales y el componente cognitivo, para Feuerstein (1980) las funciones cognitivas deficientes son consecuencia del conjunto de interacciones negativas del individuo con su entorno. En este sentido, el desarrollo cognitivo no es solamente el resultado del proceso de maduración del organismo, o del proceso de interacción independiente con el mundo exterior, más bien, es el resultado de la exposición directa al mundo, a partir del apresta-

miento de las estructuras cognitivas biológicas y del conjunto de influencias significativas, positivas o negativas, a las que el individuo se expone a lo largo del ciclo vital. De modo que la inoperancia, ausencia o deficiente estimulación del adulto mediador humano podría acarrear privaciones en el desarrollo cognitivo o socioafectivo, causando en algunos casos el síndrome de la deprivación sociocultural (Grajales & Lizarazo, 1997; Cedillo, 2010; Narváez-Burbano, 2019). Es así como, el individuo al estar sujeto a situaciones de desventaja social, económica y cultural se ve expuesto a estimulaciones restringidas, donde la secuencia de estímulos que recibe el sujeto no logra activar el potencial cognitivo del individuo lo que afecta el desarrollo intelectual, socioafectivo y moral (Kohler-Herrera, 2004).

Respecto a las concepciones teóricas de deprivación sociocultural, Brown y Madge (1982) señalan que hace referencia a una amplia gama de categorías o estados relacionados con la privación, escasez, ausencia o necesidad que derivan en un impacto psicológico o social. Estas situaciones pueden ser generadas por la falta de estimulación y por los procesos de aislamiento social a las que puede ser sometido un individuo o grupo respecto a los sistemas nucleares, como la familia, la escuela o la comunidad con los que interactúa (Chaves & Narváez, 2023). De igual manera, hace referencia a un conjunto de circunstancias que pueden obstaculizar el normal desarrollo cognitivo, físico, emocional y social de las personas que viven inmersas en ambientes de pobreza cultural o material (Jiménez-Crespillo, 2009) e implica la capacidad reducida del individuo para modificar estructuras intelectuales y responder a fuentes externas de estimulación (Cedillo, 2010). Esta hipótesis se complementa con lo planteado por Lundber (1998) quien sostiene que la deprivación sociocultural es el resultado de una deficiente interacción dinámica entre las disposiciones genéticas

y el medio ambiente en el que se desarrolla el niño o adolescente, especialmente cuando no existen fuentes de estimulación disponibles en el medio social de desarrollo. Asimismo, [Fuentes-Losada \(2017\)](#) precisa que la privación sociocultural tiene como causas principales la inadecuada transmisión cultural de los adultos cuidadores sobre las generaciones más jóvenes.

Entre las consecuencias de la privación sociocultural, [Grajales y Lizarazo \(1997\)](#) sostienen que tiene efectos desfavorables en los múltiples escenarios en los que se desenvuelve una persona. En el ámbito escolar de acuerdo con [Townsend et al. \(1988, citados en Fuica et al., 2014\)](#), se manifiesta en situaciones relacionadas con sentimientos de inferioridad, actitudes extremas de temor, timidez o agresividad, poca interacción grupal, incapacidad para establecer relaciones estables, bajo nivel de curiosidad, imaginación y fantasía; desmotivación generalizada en la vida y expectativas negativas frente al futuro. Esto trae como resultado un estado de desventaja observable y demostrable en relación con la comunidad, la sociedad o la nación a las que pertenecen un individuo, familia o grupo. Lo anterior surge como consecuencia de las deficientes fuentes de apoyo disponibles e inoperancia de los sistemas nucleares en la estimulación de niños y adolescentes ([Narváez et al., 2022](#)).

En cuanto al estado del arte, la privación sociocultural se ha estudiado en relación con la capacidad que tienen los individuos para responder a las fuentes externas de estimulación, y cómo estas influyen en la modificación de las estructuras mentales ([Cedillo, 2010](#)). [Gutiérrez-Duarte y Ruiz-León \(2018\)](#) evaluaron el conjunto de circunstancias vinculadas a los ambientes de pobreza cultural y/o material, y cómo estos pueden dificultar el normal desarrollo cognitivo, físico, emocional y/o social de las personas. Los autores encontraron diferencias significativas en

los adolescentes con pobreza material y privación cultural, y concluyeron que el principal factor de privación era la baja disponibilidad de fuentes de apoyo. Frente a las manifestaciones de privación sociocultural, [Sánchez-Castro y Pascual-Sevillano \(2019\)](#) destacan una disminución en el nivel cognitivo, además de obstáculos en el ritmo de aprendizaje o en su capacidad de planificación, dado que el sujeto evalúa en su contexto las opciones que tiene disponibles para hacer frente a una situación, y estas, al ser insuficientes, implican una mayor dificultad para solucionar problemas ([Morales-Millán et al., 2021](#)). Por su parte, [Gutiérrez-Duarte y Ruiz-León \(2018\)](#) evidencian deficiencias en el procesamiento de información y operaciones mentales, y aluden que la privación sociocultural tiene repercusiones en el registro, secuenciación y organización de ideas, así como en las habilidades de expresión de pensamiento.

Sumado a esto, [García-Guzmán \(2003\)](#) sostiene que la privación sociocultural conlleva deficiencias en el registro de ideas, organización de textos, el pensamiento divergente e inferencial. Cabe mencionar que los procesos de estimulación en tempranas edades son cruciales porque durante los primeros años de vida se adquieren competencias cruciales para la adquisición de otras herramientas más complejas, que pueden repercutir en las conductas sociales y el logro académico y laboral en etapas posteriores ([Aydmune et al., 2020](#)).

Por su parte, en el plano socio-relacional, [Narváez-Burbano et al. \(2020\)](#) plantean que existe una evidente dificultad para adaptarse a entornos normativos, y que presentan comportamientos conflictivos y opositoristas. Otros autores como [Redpath \(2018\)](#) identifican una tendencia a establecer apegos negativos, como consecuencia de las capacidades deficientes en la regulación y gestión emocional; además, [Narváez y Obando \(2020\)](#) encuentran una relación entre la exposi-

ción a la privación sociocultural y los comportamientos disruptivos. De manera global, [Grajales y Lizarazo \(1997\)](#) concluyen que existen efectos en la motivación, las expectativas frente al futuro y la adherencia a los procesos escolares, en los que son evidentes los sentimientos de frustración, inferioridad y malestar personal.

En cuanto a los modelos explicativos de la privación sociocultural, se encuentran postulados asociados a tres teorías correspondientes a la modificabilidad estructural cognitiva, la perspectiva sociocultural y la ecológica. Frente a la primera teoría, propuesta por [Feuerstein et al. \(1980\)](#) el desarrollo de la cognición está provisto por el conjunto de estímulos producidos en el ambiente. Según esta teoría, la privación sociocultural repercute en la ausencia o deficiencia en la estimulación de las estructuras cognitivas por parte de mediadores adultos orientados a transformar las estructuras deficientes. En esta perspectiva, [Feuerstein et al. \(1980; 1997\)](#) sostienen que el organismo se desarrolla por medio de los procesos de maduración biológica e interdependencia con su ambiente; interacción que se da en dos modalidades: la primera, la exposición directa, en donde el organismo desde su nacimiento es afectado y modificado constantemente por los estímulos que llegan a él en ambientes de socialización naturales, como la familia y la comunidad; y la segunda, la conforman las experiencias de aprendizaje provistas por mediadores en entornos institucionales y formativos específicos, por lo tanto, susceptibles de control y cambio, como la escuela.

Desde la perspectiva sociocultural, [López-Valero y Encabo-Fernández \(2000\)](#), parten de la teoría de acción razonada de [Ajzen y Fishbein \(1980\)](#) como modelo explicativo de la conducta, y sostienen que el comportamiento y el desarrollo son determinados por factores individuales y grupales. De esta manera se puede explicar las diferencias conductuales, valorativas, lingüísti-

cas y culturales en sujetos dentro de un mismo grupo. En consecuencia, para los autores existen dos tipos de privaciones que repercuten en el desarrollo, la privación social, dada por pésimas condiciones económicas y precariedad material, y la privación cultural como consecuencia de los deficientes escenarios de transferencia cultural y prácticas de cuidado. Por su parte, dentro de la perspectiva ecológica, se explica el desarrollo desde una concepción integradora de los distintos ambientes con los que interactúa de manera directa el individuo y que influyen en los cambios maduracionales y del desarrollo ([Bronfenbrenner, 1987](#)). En este escenario, la exposición a factores de privación sociocultural se produce en la vivencia de las relaciones cotidianas del individuo en ambientes contextuales en permanente interconexión desde el sistema nuclear familiar, hacia los entornos de socialización próxima, la escuela y la comunidad ([Narváez-Burbano, 2019](#)).

Dentro de la perspectiva ecológica de la privación sociocultural, [Narváez-Burbano \(2019\)](#) plantea el modelo de los sistemas nucleares: este concibe que el desarrollo del individuo está en interacción con los ambientes de socialización (la familia, la escuela y la comunidad) en permanente interdependencia; estos, como escenarios de socialización, facilitan la estimulación emocional y cognitiva, brindan soporte social y facilitan el apoyo instrumental. En este sentido, la exposición a la privación sociocultural es consecuencia de la inoperancia de los sistemas nucleares en los procesos de mediación cognitiva y transferencia cultural. El modelo de sistemas nucleares está integrado por seis factores agrupados en tres escenarios de estimulación: a) familia, con las dimensiones disfuncionalidad en dinámica familiar y deficiencia en la estimulación y clima familiar, b) comunidad, con las dimensiones exposición a la violencia comunitaria y deficiencia en fuentes de apoyo vecinales y c) escuela, con las dimen-

siones deficiencia en mediación del aprendizaje y desfavorabilidad en clima escolar. Para [Narváz-Burbano \(2019\)](#), estos sistemas son los encargados de proveer un ambiente y experiencia de seguridad personal, fuentes de apoyo disponibles y mediación sociocultural; lo que se traduce en un entorno de estimulación emocional y cognitivo adecuado, que facilita la activación del potencial cognitivo y el afrontamiento efectivo de riesgos psicosociales en el desarrollo.

En consecuencia, se puede identificar que la privación sociocultural es un constructo constituido por diferentes dimensiones susceptibles a la medición psicológica, pese a ello, en América Latina y, específicamente, en Colombia no existe un instrumento que mida la exposición a factores psicológicos y sociales de la privación sociocultural. Es así como resulta esencial la construcción y validación de un instrumento que permita establecer niveles de exposición a factores de privación sociocultural. Respecto a las dimensiones de la escala, la revisión de literatura da cuenta de la existencia de instrumentos que miden los factores de esta, pero de manera fragmentada. En este sentido, se identificó que, frente a la dimensión familia, se han elaborado instrumentos que miden las relaciones familiares en el adolescente ([Valdés-Cuervo et al., 2012](#)), la funcionalidad familiar ([Bazo-Álvarez et al., 2016](#)) y el funcionamiento familiar ([García-Méndez et al., 2017](#)).

Por su parte, frente a la dimensión comunidad, se destaca el cuestionario de apoyo social comunitario propuesto por [Gallardo-Peralta y Gálvez-Nieto \(2018\)](#), el cuestionario para medir la exposición a la violencia en infancia y adolescencia ([Orue & Calvete, 2010](#)) y la escala de exposición del niño y adolescente a la violencia doméstica ([Pinto-Junior et al., 2017](#)). En lo que confiere a la escuela, se destaca la escala de clima social escolar de [Prado-Delgado et al. \(2010\)](#) y el cuestionario para evaluar el clima social escolar

de [Gálvez-Nieto et al. \(2014\)](#). No se encontraron instrumentos que midan de manera específica la mediación del aprendizaje. En función a lo expuesto, se busca contribuir a la medición psicológica con un instrumento que esté constituido por todas las dimensiones que integran el constructo de exposición a la privación sociocultural, es por ello que el presente artículo tiene como objetivo presentar los resultados de la construcción y validación de la Escala de Exposición a Factores de Privación Sociocultural-EXFADESO en un grupo de adolescentes de Colombia.

## **Metodología**

### *Tipo de estudio*

El presente es un estudio cuantitativo, de tipo instrumental en el que se construyó un instrumento de medición que evalúa la exposición a factores de privación sociocultural; fue elaborado de manera integral y teniendo en cuenta las dinámicas socioestructurales que influyen en el desarrollo cognitivo y social de los seres humanos ([Montero & León, 2007](#)).

### *Muestra*

El estudio se realizó con dos muestras. La primera de ellas se utilizó para realizar la prueba piloto y el análisis factorial exploratorio. Esta quedó compuesta por 411 estudiantes cuya edad promedio era de 14.42 años, con una desviación estándar de 1.89; el 51.3% era de sexo femenino y en lo referente al grado de educación el 60.6% pertenecía a secundaria básica y el 39.4%, a media. La segunda muestra, empleada para realizar el análisis factorial confirmatorio quedó constituida por 305 estudiantes cuya edad promedio era de 13.82 años, con una desviación estándar de 1.72;

el 52.7% era de sexo masculino, el 58.2% contaba con escolaridad básica secundaria y el 41.8% con media. Cabe mencionar que todos los participantes fueron seleccionados mediante un muestreo no probabilístico de sujetos tipo y participación voluntaria. Se excluyeron del estudio aquellos estudiantes que no tenían firmado el asentimiento y consentimiento informado.

### *Instrumento*

La EXFADESO evalúa el grado de exposición de un individuo a los factores de privación sociocultural. Está constituida por 25 ítems que se encuentran distribuidos en seis factores, correspondientes a dinámica familiar, clima familiar, exposición a la violencia comunitaria, apoyo social comunitario, mediación del aprendizaje y clima escolar. La escala es de tipo Likert y las opciones de respuesta: 1 (*totalmente en desacuerdo*), 2 (*desacuerdo*), 3 (*de acuerdo*) y 4 (*totalmente de acuerdo*).

### *Procedimiento*

La investigación se llevó a cabo en tres fases:

**Fase 1. Planificación y elaboración de ítems.** Se realizó una revisión literaria del constructo con el fin de elegir el modelo teórico que seguirá el instrumento. Seguidamente se creó una lista de palabras claves, las cuales orientaron la construcción de 50 ítems. Una vez construido el banco de ítems se presentaron a revisión de un experto en medición psicológica en ambientes escolares, quien juzgó el grado en que los reactivos representaban a cada elemento del constructo.

**Fase 2. Análisis de ítems.** El instrumento cons-

truido fue evaluado para garantizar validez de contenido por seis jueces expertos, dos psicólogos investigadores en el tema, dos orientadores escolares de los centros educativos oficiales y un experto en medición y evaluación psicológica. Terminada la revisión se aplicó para el análisis semántico una prueba piloto a 12 participantes con características similares a la población objetivo, con el fin de detectar si la estructura gramatical de los reactivos era clara, o si existían palabras que al no ser comprendidas pudieran interferir en la correcta ejecución de la prueba.

### **Fase 3. Procedimiento de recolección de datos.**

Los participantes formaban parte de tres instituciones educativas y se realizó la aplicación en una sola sesión de forma presencial. Para este ejercicio, se respetaron los parámetros éticos establecidos en la Ley 1090 de 2006 ([Congreso de Colombia, 2006](#)), en la que se establece el Código Deontológico y Bioético del profesional de la psicología en Colombia, que señala que el manejo de información es estrictamente confidencial. Se contó además con la autorización de los padres de familia, quienes diligenciaron y firmaron el consentimiento informado, y de los estudiantes, quienes asintieron de manera informada su participación.

### **Fase 4. Análisis de propiedades psicométricas.**

El análisis de validez del constructo se realizó mediante un análisis factorial exploratorio y un análisis factorial confirmatorio con muestras de 411 y 305 estudiantes, respectivamente, quienes cumplían con las mismas características. Por su parte, el análisis de la confiabilidad del instrumento se realizó mediante el alfa ordinal teniendo en cuenta que se trata de variables ordinales. El análisis de la confiabilidad se realizó tanto para el instrumento en general como para los factores que lo componen.

### *Procedimiento de análisis de datos*

Los datos se procesaron en el programa Factor para llevar a cabo el análisis factorial exploratorio. Se evaluó el índice de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO), la prueba de esfericidad de Barlett y se empleó el método ML máxima verosimilitud. Se pidió que se mostraran las cargas factoriales por encima de .40.

Para el análisis factorial confirmatorio, las estimaciones se obtuvieron utilizando el método de weighted least squares mean and variance adjusted (WLSMV) que está indicado para datos ordinales (Li, 2016). Para evaluar el ajuste del modelo se utilizaron los índices de ajuste absolutos ( $\chi^2$ ) el índice de ajuste incrementales (TLI) y el índice de no centralidad (CFI y RMSEA). Es importante resaltar que se consideraron como valores óptimos del CFI y TLI aquellos superiores a .90; como también el RMSEA y SRMR, que debían presentar valores menores a .10 (Byrne, 2010). El software que se utilizó para el análisis fue MPlus 21. Finalmente, para comprobar la consistencia interna del instrumento se calculó el alfa ordinal, para ello se utilizó el software RStudio.

## **Resultados**

### *Elaboración de ítems y validez de contenido*

Inicialmente se elaboró un banco de 50 ítems, estos fueron analizados por un juez experto quien recomendó la eliminación de 10 ítems debido a que presentaban información similar a otros reactivos o a que carecían de relevancia en la medición del constructo. Posteriormente, los 40 ítems fueron evaluados por seis jueces expertos quienes analizaron la claridad, relevancia, pertinencia y suficiencia de los ítems. En este elemento, se aplicaron criterios de convergencia entre los jueces, siguiendo los siguientes criterios: a) por

unanimidad en el concepto negativo de los jueces en dos o tres de los criterios de evaluación, b) cuando tres o más jueces plantearon deficiencias en el criterio de contenido. En función a lo expuesto, se eliminaron 14 ítems, por lo que el instrumento se redujo a 26 reactivos. Con esta última versión se realizó la prueba piloto donde se ajustaron gramaticalmente un total de cinco reactivos. Con esta modificación, los adolescentes refirieron que el instrumento era claro y comprensible.

### *Análisis Psicométrico del EXFADESO*

**Validez de constructo: análisis factorial exploratorio.** Inicialmente se realizó un análisis factorial exploratorio con una muestra de 411 adolescentes. Para ello se midió el índice de adecuación muestral Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) cuyo valor fue de .85, y la significación del test de esfericidad de Barlett fue de  $p < .001$ . Se identificó la presencia de seis factores que explicaron el 58.58% de la varianza total. Al evaluar el aporte de los ítems en los factores identificados todos los ítems tuvieron cargas mayores a .40, como se observa en la Tabla 1.

**Validez de constructo: análisis factorial confirmatorio.** Con el modelo de seis factores y 25 ítems, se aplicó el instrumento a una muestra de 305 estudiantes para realizar el análisis factorial confirmatorio. Los pesos estimados ( $\lambda$ ) fueron significativos ( $p < .001$ ), en todos los ítems de la escala. Respecto de los índices de ajuste obtenidos para el modelo de 25 ítems, como puede observarse en la Tabla 2, el estadístico chi-cuadrado fue significativo ( $\chi^2 = 496.981$ ,  $p < .001$ ) y el índice de error RMSEA = .04. Los índices de ajuste estuvieron dentro de los límites estándar de aceptación: CFI = .91 y TLI = .90. Las asociaciones entre los seis factores fueron estadísticamente significativas y se encontraron por debajo del valor crítico de .85, indicando ausencia de multicolinealidad (Figura 1).

**Tabla 1**

Carga factorial análisis factorial exploratorio EXFADESOS.

	F1	F2	F3	F4	F5	F6
Siento que mi familia me valora y ofrece su respaldo	.808					
En mi familia es claro quien ejerce las normas y la autoridad	.707					
En mi familia son claros los roles y responsabilidades de cada miembro	.698					
Mi familia me ofrece relaciones afectivas cercanas y permanentes	.694					
La comunicación entre los miembros de mi familia es buena	.662					
En mi estudio cuento con la colaboración o apoyo de mis padres	.657					
Tengo confianza en la mayoría de mis profesores		.650			.316	
Cuando tengo dificultades en la comprensión de una temática los profesores diseñan otras estrategias para explicarme		.648				
Siento que los profesores se preocupan por mi proceso de aprendizaje	.322	.646				
Cuando me equivoco o no comprendo tengo la confianza de decirle a los profesores que repitan la explicación		.636			.326	
En mi colegio recibo ayuda de mis profesores en situaciones personales y académicas	.303	.609				
Los profesores promueven el desarrollo de varias capacidades	.381	.600				
Es habitual en mi hogar el trato agresivo o violento			.840			
En mi familia son frecuentes las agresiones físicas o verbales			.797			
En mi hogar las relaciones familiares tienden a ser violentas			.765			
Dentro del sector donde viví mi infancia se presentaban riñas o enfrentamientos entre grupos				.822		
En el barrio donde crecí se presentaban expresiones de violencia				.790		
En el sector donde crecí cuando niño había inseguridad				.756		
Cuando necesito ayuda de mis vecinos ellos me la brindan					.713	
Me siento reconocido y valorado por los adultos de mi barrio					.642	
Los vecinos de mi barrio integran a mi familia en las actividades comunitarias		.302			.639	
En la comunidad donde vivo puedo hablar de mis problemas con los adultos					.627	
Debido al ambiente del colegio tengo dificultad para adaptarme						.794
Considero que me encuentro en desventaja frente a otras personas de mi misma edad						.712
En el colegio las relaciones que se establecen con mis compañeros son conflictivas						.617

**Nota.** F1: Disfuncionalidad en la dinámica familiar, F2: Deficiencia en la mediación del aprendizaje, F3: Deficiencia en la estimulación y clima familiar, F4: Exposición a la violencia comunitaria, F5: Deficiencia en fuentes de apoyo vecinales, F6: Desfavorabilidad en el clima escolar

**Tabla 2**

Índices de ajuste de la EXFADESOS.

	$\chi^2$	gl	p	TLI	CFI	RMSEA [IC 90%]
DEPI	496.981**	260	.000	.90	.91	.04 [.038, .052]

**Nota.** RMSEA = Root Mean Square Error of Approximation; CFI = Comparative fit index; TLI = Tucker-Lewis index. \*\* $p < .01$

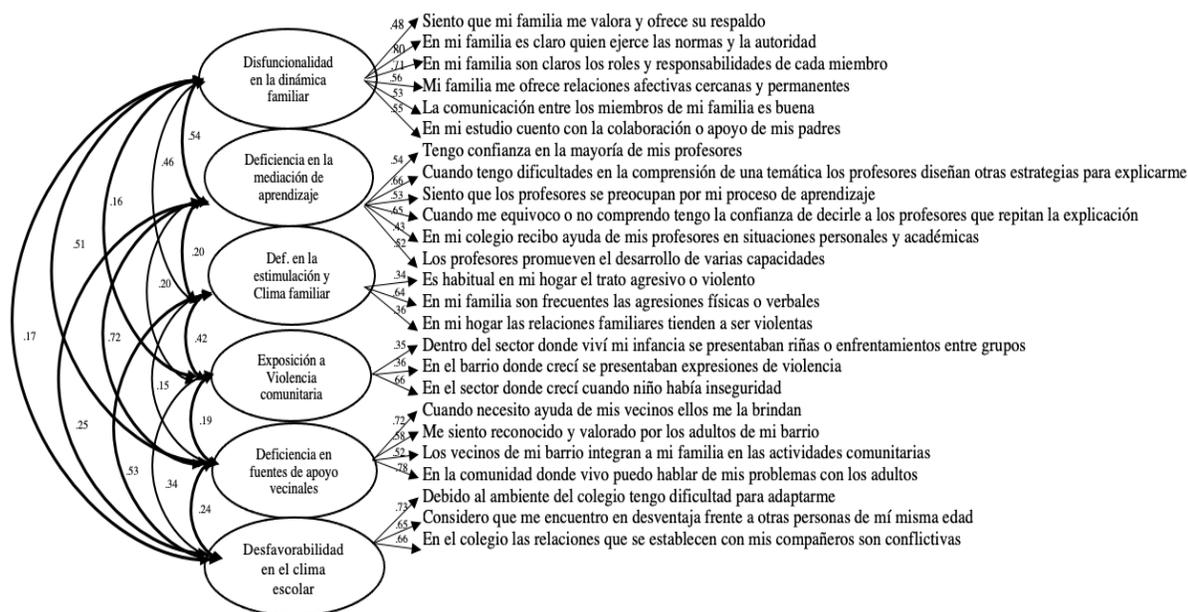


Figura 1.

Modelo de análisis factorial confirmatorio de la estructura de la EXFADESO (n = 305). \*\*\*  $p < .001$ .

**Análisis de Confiabilidad.** En relación con la confiabilidad se obtuvo un alfa ordinal de .88 para el total de la escala. Para el Factor 1 el alfa fue de .84, para el Factor 2, de .86; para el Factor 3, de .87; para el Factor 4, de .82; para el Factor 5, de .72; y para el Factor 6, de .66. Se concluye que el instrumento cuenta con adecuadas propiedades psicométricas.

## Discusión

Según los índices psicométricos obtenidos, se logró el objetivo de diseñar el EXFADESO, una prueba para evaluar la exposición a factores de la deprivación sociocultural, con adecuadas propiedades psicométricas. El marco de referencia se basa en la teoría de sistemas nucleares de los que surgieron los ejes de indagación que direccionaron las preguntas del instrumento. La estructura factorial obtenida con el AFE mostró coherencia con el marco teórico y la evaluación de contenido por parte de jueces expertos, de modo que el ins-

trumento quedó constituido por seis dimensiones en conformidad con la perspectiva ecológica de la deprivación sociocultural (Lodo-Platone, 2002; Narváez-Burbano, 2019).

Respecto al AFC, a partir de los índices de ajuste absolutos ( $\chi^2$ ), de ajuste incrementales (TLI) y el índice de no centralidad (CFI y RMSEA) se puede determinar que el modelo de seis factores y 25 ítems es adecuado, puesto que se consideraron como indicadores de adecuado ajuste los valores de TLI y CFI iguales o superiores a .90 (Lévy & Varela, 2006) y de RMSEA inferiores a .07 (Browne & Cudeck, 1993). De igual manera, para evaluar la consistencia interna se utilizó el alfa ordinal basado en la matriz de correlación policórica, ya que es más adecuada para datos ordinales, en lugar de la matriz de covarianza (correlación) de Pearson, en la que se basa el alfa de Cronbach, debido a que esta se aplica para variables continuas (Contreras & Novoa, 2018). A partir de los análisis realizados se establece que el EXFADESO es un instrumento válido y confiable para ser aplicado en el contexto en el que fue construido.

En lo que confiere a las limitaciones del estudio, se destaca la falta de otros instrumentos para medir el constructo, por ello no fue posible realizar el análisis de validez convergente con resultados de otras escalas; asimismo, el contexto de la pandemia por el COVID-19 dificultó la ampliación de la muestra. Además, si bien los resultados obtenidos en lo que respecta a la validez y confiabilidad de la EXFADESO son promisorios, se sugiere complementarlos con nuevos estudios sobre su validez predictiva, como también sobre su validez convergente y discriminante.

Cabe mencionar que las dinámicas escolares han sido transformadas en las últimas décadas, ya que toma cada vez mayor relevancia la influencia del entorno comunitario, familiar y escolar sobre el desarrollo y los procesos de enseñanza aprendizaje (Robledo-Ramón & García-Sánchez, 2009), por lo tanto, la escala EXFADESO es un importante instrumento de medición al momento de analizar las implicaciones de los sistemas nucleares de socialización sobre el desarrollo cognitivo y social del adolescente. Se espera que la escala ofrezca evidencia psicométrica que aporte a la comprensión ecológica de la escuela, y permita a los profesionales de la educación un marco de comprensión más objetivo al momento de comprender las dinámicas asociadas al desarrollo de los adolescentes, de modo que puedan generarse ambientes educativos que reconozcan la particularidad existencial de los escolares y se sitúen en los ambientes relacionales de los adolescentes a fin de brindar condiciones que transformen los factores predisponentes a la privación sociocultural.

## Referencias

Ajzen, I., & Fishbein, M. (1980). *Understanding attitudes and predicting social behavior*. Prentice-Hall.

Avendaño-Castro, W. R., & Guacaneme-Pineda, R. E.

(2016). Educación y globalización: Una visión crítica. *Civilizar*, 16(30), 191-206. <https://doi.org/10.22518/16578953.543>

Aydmune, Y., Introzzi, I., & Zamora, E. V. (2020). Tarea de interferencia proactiva (IP) para la medición de la inhibición cognitiva en niños de 6 a 8 años. *Revista Evaluar*, 20(3), 34-50. <https://doi.org/10.35670/1667-4545.v20.n3.31710>

Bateson, G. (1979). *Mind and nature*. Dutton.

Bazo-Álvarez, J. C., Bazo-Álvarez, O. A., Aguila, J., Peralta, F., Mormontoy, W., & Bennett, I. M. (2016). Propiedades psicométricas de la Escala de Funcionalidad Familiar FACES-III: Un estudio en adolescentes peruanos. *Revista Peruana de Medicina Experimental y Salud Pública*, 33(3), 462-470. <https://doi.org/10.17843/rpmesp.2016.333.2299>

Bronfenbrenner, U. (1987). *La ecología del desarrollo humano*. Paidós.

Brown, M., & Madge, N. (1982). *Despite the welfare state: A report on the SSRC/DHSS programme of research into transmitted deprivation*. Heinemann Educational.

Browne, M. W., & Cudeck, R. (1993). Alternative ways of assessing model fit. En K. A. Bollen, & J. S. Long (Eds.). *Testing structural equation models* (pp. 136-162). Newbury Park, CA: Sage.

Byrne, B. M. (2010). *Structural equation modeling with AMOS: Basic concepts, applications, and programming (2<sup>da</sup> ed.)*. Routledge.

Carstensen, L. L. (1995). Evidence for a life-span Theory of socioemotional selectivity. *Current Directions in Psychological Science*, 4(5), 151-156. <https://doi.org/10.1111/1467-8721.ep11512261>

Cedillo, I. C. (2010). *El aprendizaje mediado y las operaciones mentales de comparación y clasificación*. [Tesis de Maestría en Educación y Desarrollo del Pensamiento, Universidad de Cuenca, Ecuador]. Repositorio Institucional de la Universidad de Cuenca. <http://dspace.ucuenca.edu.ec>

Chaves López, L., & Narváez-Burbano, J. (2023). Approaches to the Study of Sociocultural Deprivation

- from the School, Family and Community Systems. *Revista Guillermo De Ockham*, 21(1), 65-78. <https://doi.org/10.21500/22563202.5735>
- Congreso de Colombia. (2006). *Ley 1090 de 2006*. Por la cual se expide el Código Deontológico y Bioético del profesional de la psicología en Colombia. <https://www.funcionpublica.gov.co/eva/gestornormativo/norma.php?i=66205>
- Contreras, S., & Novoa, F. (2018). Ventajas del alfa ordinal respecto al alfa de Cronbach ilustradas con la encuesta AUDIT-OMS. *Rev Panam Salud Pública*, 42, 1-6. <https://doi.org/10.26633/RPSP.2018.65>
- Feuerstein, R., Rand, Y., Hoffman, M. B., & Miller R. (1980). *Instrumental enrichment: An intervention program for cognitive modifiability*. University Park Press.
- Feuerstein, C., Naegelé, B., Pépin, J. L., & Lévy, P. (1997). Frontal lobe-related cognitive functions in patients with sleep apnea syndrome before and after treatment. *Acta Neurológica Bélgica*, 97(2), 96-107. <https://pubmed.ncbi.nlm.nih.gov/9246377>
- Fuentes-Losada, J. A. (2017). *Privación cultural en estudiantes de educación por ciclos: Un análisis desde los estudios cognitivos* [Tesis publicada de Licenciatura en Educación Básica con énfasis en Humanidades y Lengua Castellana, Universidad Distrital Francisco José de Caldas, Colombia]. Repositorio Institucional Universidad Distrital - RIUD. <http://repository.udistrital.edu.co>
- Fuica, P., Lira, J., Alvarado, K., Araneda, C., Lillo, G., Miranda, R., Tenorio, M., & Pérez, C. (2014). Habilidades cognitivas, contexto rural y urbano: Comparación de perfiles WAIS-IV en jóvenes. *Terapia Psicológica*, 32(2), 143-152. <http://dx.doi.org/10.4067/S0718-48082014000200007>
- Gallardo-Peralta, L., & Gálvez-Nieto, J. L. (2018). Validación del Cuestionario de Apoyo Social Comunitario en Personas Mayores Chilenas. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación - e Avaliação Psicológica. RIDEP*, 49(4), 47-57. <https://doi.org/10.21865/RIDEP49.4.04>
- Gálvez-Nieto, J. L., Tereucan-Angulo, J. C., Muñoz-Navarro, S., Briceño-Olivera, C. A., & Mayorga-Muñoz, C. (2014). Propiedades psicométricas del Cuestionario para Evaluar Clima Social del Centro Escolar (CECSCE). *Liberabit*, 20(1), 165-174. <http://www.revistaliberabit.com/index.php/Liberabit>
- García-Guzmán, A. (2003). Procesos cognitivos en la composición escrita de niños con privación sociocultural. *Enseñanza*, 21, 233-244. <https://revistas.usal.es/tres/index.php/0212-5374>
- García-Méndez, M., Méndez-Sánchez, M. del P., Rivera-Aragón, S., & Peñaloza-Gómez, R. (2017). Escala de funcionamiento familiar. Propiedades psicométricas modificadas en una muestra mexicana. *Revista Iberoamericana de Psicología*, 10(1), 19-28. <https://doi.org/10.33881/2027-1786.rip.10103>
- Grajales, G., & Lizarazo, F. (1997). *Efectos de la privación afectiva-social-cultural sobre la motivación para el aprendizaje significativo* [Monografía especialista en Desarrollo del Pensamiento Reflexivo y la Creatividad en la Educación, Universidad de Antioquia, Colombia.]. Repositorio institucional Universidad de Antioquia. <https://bibliotecadigital.udea.edu.co>
- Gutiérrez-Duarte, S. A., & Ruiz-León, M. (2018). Impacto de la educación inicial y preescolar en el neurodesarrollo infantil. *IE Revista de Investigación Educativa de la REDIECH*, 9(17), 33-51. [https://doi.org/10.33010/ie\\_rie\\_rediech.v9i17.121](https://doi.org/10.33010/ie_rie_rediech.v9i17.121)
- Jiménez-Crespillo, D. (2009). Deprivación Sociocultural. *Revista Temas para la Educación*, 5, 1-10. <https://www.feandalucia.ccoo.es/plantillai.aspx?p=10&d=22>
- Kohler-Herrera, J. (2004). Felicidad y modificabilidad cognitiva. *Liberabit. Revista Peruana de Psicología*, 10, 68-81. <http://www.revistaliberabit.com/index.php/Liberabit>
- Leal-Soto, F. (2005). Lo psicosocial en contextos educativos: Consideraciones conceptuales y empíricas a partir de una experiencia en liceos de alta vulnerabilidad. *Revista Interdisciplinaria de Filosofía y Psicología*,

- 12(1), 51-104. <https://dialnet.unirioja.es/servlet/revista?codigo=7797>
- Lévy, J. P., & Varela J. (2006). *Modelización con estructuras de covarianzas en ciencias sociales*. Netbiblo.
- Li, C. H. (2016). 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>
- Lodo-Platone, M. L. (2002). Familia y educación: ¿Niños con problemas de adaptación o sistemas (familia-escuela) en conflicto? En M. Lodo-Platone (Ed.), *Familia e Interacción social* (pp. 51-69). CEP-FHE.
- López-Valero, A., & Encabo-Fernández, E. (2000). Intervención psicopedagógica en poblaciones con privación sociocultural. *Revista de la Facultad de Educación de Albacete*, 15, 211-220. <https://dialnet.unirioja.es/servlet/revista?codigo=5823>
- Lundber, I. (1998). Why is learning to read a hard task for some children? *Scandinavian Journal of Psychology*, 39(3), 55-157. <https://doi.org/10.1111/1467-9450.393071>
- Montero, I., & León, O. G. (2007). Una guía para nombrar estudios de investigación en psicología. *Revista Internacional de Psicología Clínica y de la Salud*, 7(3), 847-862. <https://www.redalyc.org/pdf/337/33770318.pdf>
- Morales-Millán, K. L., Arroyo-Pérez, Y., González-Viruet, M., & Sánchez-Cardona, I. (2021). Relación entre medidas neuropsicológicas de ejecución y autoinforme de las funciones ejecutivas. *Revista Evaluar*, 21(1), 53-72. <https://revistas.unc.edu.ar/index.php/revaluar>
- Narváez-Burbano, J. H. (2019). *Manifestaciones de la privación sociocultural y la violencia barrial en la escuela*. Universidad de Nariño.
- Narváez-Burbano, J. H., Gutiérrez-García, R. A., Cotes-Cotes, J. E., & Ascencio-Tafur, L. M. (2020). Deprivación sociocultural y violencia barrial en adolescentes con interrupción escolar en la ciudad de Pasto-Colombia. *Archivos Venezolanos de Farmacología y Terapéutica*, 39(3), 285-289. [http://saber.ucv.ve/ojs/index.php/rev\\_aavft/index](http://saber.ucv.ve/ojs/index.php/rev_aavft/index)
- Narváez-Burbano, J., Obando-Guerrero, L., & Montero-Acosta, D. (2022). Aproximación a los factores predictores a la privación sociocultural en los ámbitos familia, escuela, comunidad. *El Ágora USB*, 22(1), 281-300. <https://doi.org/10.21500/16578031.4971>
- Narváez, J. H., & Obando, L. M. (2020). Conductas disruptivas en adolescentes en situación de privación sociocultural. *Psicogente*, 23(44), 1-22. <https://doi.org/10.17081/psico.23.44.3509>
- Orue, I., & Calvete, E. (2010). Elaboración y validación de un cuestionario para medir la exposición a la violencia en infancia y adolescencia. *International Journal of Psychology and Psychological Therapy*, 10(2), 279-292. <https://www.ijpsy.com>
- Pinto-Junior, A., De La Plata, L., & Cassepp-Borges, V. (2017). La escala de exposición del niño y adolescente a la violencia doméstica en Brasil: Adaptación y validez. *Revista Subjetividad y Procesos Cognitivos*, 21(1), 105-121. <https://publicacionescientificas.uces.edu.ar/index.php/subyprocog>
- Pizarro-Laborda, P., Santana-López, A., & Vial-Lavín, B. (2013). La participación de la familia y su vinculación en los procesos de aprendizaje de los niños y niñas en contextos escolares. *Diversitas: Perspectivas en Psicología*, 9(2), 271-287. <https://doi.org/10.15332/s1794-9998.2013.0002.03>
- Prado-Delgado, V. M., Ramírez-Mahecha, M. L., & Ortiz-Clavijo, M. S. (2010). Adaptación y validación de la Escala de Clima Social Escolar (CES). *Revista Electrónica "Actualidades Investigativas en Educación"*, 10(2), 1-13. <https://doi.org/10.15517/aie.v10i2.10121>
- Redpath, T. A. L. (2018). *A study into social deprivation*. [Thesis Doctorate of Business Administration, Staffordshire University, England]. Staffordshire Online Repository. <https://eprints.staffs.ac.uk>
- Robledo-Ramón, P., & García-Sánchez, J. N. (2009). El entorno familiar y su influencia en el rendimiento académico de los alumnos con dificultades de apren-

dizaje: Revisión de estudios empíricos. *Aula abierta*, 37(1), 117-128. <https://reunido.uniovi.es/index.php/AA/index>

Sánchez-Castro, S., & Pascual-Sevillano, M. Á. (2019). Análisis bibliométrico de la investigación educativa sobre desventaja sociocultural/socioeducativa en el periodo 2015 a 2019. *Enseñanza & Teaching*, 37(2), 147-164. <https://doi.org/10.14201/et2019372147164>

Valdés-Cuervo, Á. A., Martínez, E. A. C., Vera-Noriega, J. Á., & Montoya-Verdugo, G. (2012). Propiedades psicométricas de un instrumento para medir las relaciones familiares en adolescentes intelectualmente sobresalientes. *Pensamiento Psicológico*, 10(1), 39-50. <https://revistas.javerianacali.edu.co/index.php/pensamientopsicologico/index>



# Evidencia de Validez de la Adaptación de la Escala de Miedo al Coronavirus en Colombia

## Evidence of Validity of the Adaptation of the Coronavirus Fear Scale in Colombia

Javier Andrés Gómez-Díaz \*<sup>1</sup>, Leonardo Barón-Birchenall<sup>1</sup>

*1 - Corporación Universitaria Minuto de Dios - UNIMINUTO, Bogotá, Colombia.*

**Recibido:** 16/02/2023 **Revisado:** 20/02/2023 **Aceptado:** 21/02/2023

**Introducción**  
**Método**  
**Resultados**  
**Discusión**  
**Referencias**

### Resumen

Este artículo presenta las evidencias de validez de la adaptación de la Escala de Miedos al Coronavirus (EMC; Sandín et al., 2020) en Colombia. Se utilizó un diseño transversal con una muestra de 1853 ciudadanos colombianos. La adaptación redujo la escala de cuatro a tres factores: (F1) miedo a contagiarse, a enfermarse, y a morir por COVID; (F2) miedo a perder el trabajo o a reducir los ingresos económicos, y (F3) miedo al aislamiento social o a sus efectos. Tanto el análisis factorial exploratorio como el confirmatorio se desarrollaron con el método de máxima verosimilitud con estándares aceptables (SRMR = .06; RMSEA = .11; IC 90% [.106, .115]). Los factores extraídos varían significativamente entre sí, guardan similitud psicométrica con la escala original y presentan consistencia interna alta ( $\omega$  de McDonald entre .83 y .89). Los resultados demuestran que la EMC puede ser usada en la población colombiana, por ejemplo, para apoyar el diagnóstico de secuelas emocionales o conductuales derivadas de la pandemia por COVID-19.

### Abstract

In this paper, we present evidence of the validity of the adaptation of the Fears of Coronavirus Scale (EMC; Sandín et al., 2020) in Colombia. A cross-sectional analysis with a sample of 1853 Colombian citizens was employed. During the adaptation, the scale was reduced from four to three factors: (F1) fear of getting infected, getting sick, and dying from COVID; (F2) fear of losing job or reducing income and (F3) fear of social isolation or its effects. Both exploratory and confirmatory factor analyses were conducted using the maximum likelihood method with acceptable standards (SRMR = .06; RMSEA = .11; CI 90% [.106, .115]). The extracted factors significantly vary with each other, are psychometrically similar to the original scale, and present a high internal consistency (McDonald's  $\omega$  between .83 and .89). Results show that the EMC can be used in the Colombian population; for instance, to support the diagnosis of emotional or behavioural sequelae derived from the COVID-19 pandemic.

**Palabras clave:** *escala de miedos al coronavirus, adaptación psicométrica, pandemia, aislamiento, población colombiana, COVID-19*

**Keywords:** *fears of Coronavirus Scale, psychometric adaptation, pandemics, lockdown, Colombian population, COVID-19*

\*Correspondencia a: Javier Andrés Gómez-Díaz. Dirección: Carrera 73a N° 81b-70, Bogotá, Colombia. Teléfono: (+571) 5933004.

E-mail: [javier.gomezdz@uniminuto.edu](mailto:javier.gomezdz@uniminuto.edu)

**Nota de autor:** Este artículo es resultado de una investigación patrocinada por el Parque Científico de Innovación Social - PCIS de la Corporación Universitaria Minuto de Dios - UNIMINUTO, en la Convocatoria de Investigación Científica y Creación Artística 2020, y registrado con el código C121-200-001. Los autores declaran no tener conflicto de interés alguno con los contribuyentes o participantes de esta investigación. Los autores agradecen a los asistentes de investigación involucrados en el trabajo.

**Cómo citar este artículo:** Gómez-Díaz, J. A., & Barón-Birchenall, L. (2023). Evidencias de Validez de la Adaptación de la Escala de Miedos al Coronavirus en Colombia. *Revista Evaluar*, 23(1), 40-50. Recuperado de <https://revistas.unc.edu.ar/index.php/revaluar>

**Participaron en la edición de este artículo:** Vanesa Toledo, Andrea Suárez, Juan Cruz Balverdi, Pablo Carpintero, Agustina Mangieri, Florencia Ruiz, Mónica Serppe, Jorge Bruera, Eugenia Barrionuevo.

## Introducción

La rápida propagación del virus SARS-CoV-2 (popularmente conocido como COVID-19), debida a su versatilidad de transmisión mediante diferentes medios de contagio (Sohrabi et al., 2020), impulsó la declaración de una pandemia mundial, la cual, a su vez, requirió de diversas formas de control como la cuarentena, el aislamiento social y la vacunación (World Health Organization, 2020). Desde la confirmación del primer caso de contagio detectado en Colombia hasta el mes de febrero de 2023, se han reportado más de 6.300.000 casos, de los cuales cerca de 142.000 han resultado en la muerte. Esto sucede a pesar de que la cobertura de vacunación ha alcanzado ya más del 80% de la población con al menos una dosis y más del 70% con el esquema completo (World Health Organization, 2023).

El estrés experimentado durante las primeras etapas de la pandemia se ha mantenido durante los diferentes picos de la infección, dado que el temor a contagiarse, o a contagiar a los más allegados, sumado a otras circunstancias socioeconómicas desfavorables, tiende a superar la capacidad de adaptación de los individuos. Según el modelo de demanda-control de Karasek (1998), las medidas tomadas para contener la propagación prevalecen sobre los recursos de la población para enfrentar la pandemia y sus implicaciones, lo que minimiza así el dominio que habitualmente se tiene sobre situaciones cotidianas. Además, los esfuerzos para sobreponerse a las situaciones adversas que implica la pandemia no suelen ser equivalentes a los resultados esperados por las personas, pues las recompensas recibidas tienden a ser pocas o insuficientes en comparación con las acciones realizadas para obtenerlas. Esto constituye una fuente importante de estrés, de acuerdo con el modelo de desbalance esfuerzo-recompensa de Siegrist (1996).

Adicionalmente, los sobrevivientes al contagio y el personal de salud en ocasiones han sido estigmatizados, lo que les ha provocado síntomas de depresión y estrés asociados con ansiedad, aún después de haber superado el contagio (Caballero-Domínguez et al., 2022; Campo-Arias et al., 2020; Trejos-Herrera et al., 2020; Vargas-Ramírez & Rodríguez-Corredor, 2022). En docentes, se han detectado síntomas de burnout (Ruiz-González et al., 2021), mientras que en el resto de la población se han hallado trastornos del sueño (Waich et al., 2022) y de alimentación (Martínez-Rodríguez et al., 2021), así como un incremento en el consumo de alcohol, los casos de violencia de género y la preocupación por las situaciones que suelen estar vinculadas a estos comportamientos (Caicedo-Moreno et al., 2022).

Las denuncias ciudadanas, especialmente las relacionadas con las políticas de estado y dirigidas a las entidades que atendieron la pandemia, fueron notables en redes sociales (Botero-Rodríguez et al., 2021; Caicedo-Moreno et al., 2022). Asimismo, las condiciones sociales resultantes de la pandemia limitaron la práctica voluntaria del autoaislamiento (Escandon-Barbosa et al., 2021). Estos y otros efectos negativos han sido más notorios en personas y familias con bajos ingresos, así como con expectativas negativas a corto y mediano plazo (Andia et al., 2022), al igual que en aquellos quienes perdieron su empleo por el aislamiento social decretado al inicio de la pandemia, o quienes se mantuvieron en sus cargos, pero asumieron responsabilidades laborales de quienes habían sido despedidos (Rodríguez-Gama, 2021).

Por otra parte, también se han reportado cambios positivos en la población colombiana, como un mejor control de las situaciones asociadas a la pandemia y un nivel de estrés moderado, en comparación con otras regiones del mundo (Mækela et al., 2020). Igualmente, se ha detectado una disminución de la intención para desper-

diciar comida (Mejía et al., 2021), un aumento de la solidaridad y el optimismo (Botero-Rodríguez et al., 2021), especialmente entre padres y madres para apoyar las labores académicas de sus hijos y las de sus compañeros de curso (Torres-Andrade et al., 2022), y un incremento de las emociones positivas y la prosocialidad (Mesurado et al., 2021). Incluso, se ha observado que el aumento en la frecuencia de prácticas religiosas generó una mejoría en la sensación de tranquilidad, principalmente en mujeres (Meza, 2020).

### *Desarrollo de diferentes escalas que miden el miedo al COVID-19*

Aparte de la Escala de Miedos al Coronavirus (EMC), otro de los instrumentos que miden los miedos asociados al COVID-19, es el de Taylor et al. (2020), el cual abarca (1) el temor a infectarse, (2) el temor a estar en contacto con objetos o superficies contaminadas, (3) el temor a interactuar con extraños que puedan ser portadores (xenofobia relacionada con la enfermedad), (4) el temor a las consecuencias socioeconómicas de la pandemia (ej. pérdida laboral), y (5) síntomas traumáticos relacionados con la pandemia (ej. pensamientos intrusivos, incluidas las pesadillas).

También existe la Escala de Miedo al COVID-19 (FC-19S, por sus siglas en inglés) de Ahorsu et al. (2022), la cual tiene una estructura unidimensional y siete ítems que se puntúan en una escala Likert de cuatro puntos que, en la versión original, alcanzó una correlación ítem-total entre .47 y .56, con una consistencia interna alta ( $\alpha = .82$ ). Este instrumento también se verificó con el modelo Rasch, cuyos valores *infit* MnSq estuvieron entre 0.80 y 1.26, mientras que los valores *oufit* MnSq se encontraron entre 0.84 y 1.25. Esta escala cuenta con una adaptación al español para estudiantes chilenos que presentó

desempeños similares al instrumento original de Ahorsu et al. (2022) y cuenta con validez concurrente junto con la versión chilena abreviada de las escalas de Depresión, Ansiedad y Estrés (Martínez-Líbano et al., 2023).

Aunque la EMC de Sandín et al. (2020) ha sido utilizada en varios estudios en Colombia (Amaya et al., 2021; Giral-Oliveros et al., 2022; Obando et al., 2021), de acuerdo con la revisión de la literatura, no hay evidencia de la adaptación de esta escala para la población colombiana. Por otra parte, al considerar la necesidad inmediata de medir los efectos del coronavirus en el temor de los colombianos, se decidió hacer una adaptación de la EMC en vez de construir un nuevo instrumento, lo cual hubiese demandado más tiempo (ver Fernández et al., 2010), con el cual no se contaba debido a la coyuntura. En consecuencia, en el presente artículo se presentan las evidencias de validez de la adaptación de la EMC en Colombia.

## **Método**

### *Sujetos y tipo de estudio*

Se contó con una muestra de 1853 ciudadanos colombianos (1155 mujeres, 681 hombres, 17 personas de sexo no binario), con una edad promedio de 32.8 años ( $DE = 12.25$ ), distribuidos en los siguientes niveles socioeconómicos: bajo = 44.41%; medio = 53.1%; alto = 2.48%. De estos participantes, 48 contaban con nivel de escolaridad básico (primaria), 708 con secundaria, 868 con pregrado, y 229 con posgrado. El 66.4% de los participantes reportaron residir en la ciudad capital (Bogotá), mientras que el restante 33.6% en otras ciudades y regiones de Colombia. Al momento de la encuesta, 1210 participantes mantenían su trabajo y 643 no trabajaban. De estos últimos, 198 perdieron su empleo a causa del COVID. Para llevar a cabo la adaptación, se usaron los muestreos

incidentales y por referidos en un diseño transversal (ver *Procedimiento*, más adelante).

### *Instrumento*

Se usó la Escala de Miedos al Coronavirus (EMC) (Sandín et al., 2020), la cual cuenta con 18 ítems que describen diferentes situaciones y preocupaciones relacionadas con el contagio o con la potencial escasez de productos percibida en las primeras etapas de la pandemia. Se basa en una escala Likert de cinco puntos, de los cuales 1 equivale a *Nada* o *Casi nada* y 5 equivale a *Mucho* o *Extremadamente*. La escala mide cuatro factores: (1) Miedo a contagiarse, a enfermarse y a morir por COVID; (2) miedo a la escasez de productos básicos; (3) miedo al aislamiento social; y (4) miedo relacionado con el trabajo o con ingresos económicos. La revisión de la literatura no indica la existencia de reportes de validez de esta escala.

### *Procedimiento*

El cuestionario se ajustó para ser respondido en la plataforma LimeSurvey e incluyó la toma de las variables sociodemográficas, un consentimiento informado y un formulario de cesión de derechos para la recolección y uso académico-científico de los datos recolectados (*Habeas Data*), el cual se debía aceptar con el fin de cumplir con las normas vigentes (Ley 1090, 2006; Ley Estatutaria 1581 - *Habeas Data*, 2012).

Debido a las restricciones impuestas por el gobierno nacional, algunos ítems no se ajustaban a la realidad de los participantes en el momento de la investigación, por lo tanto, no se incluyeron en el cuestionario, ya que, a juicio de los investigadores, no aportarían variabilidad a las escalas

o entrarían en contradicción con lo que se quería medir. Estos ítems fueron: *No poder celebrar eventos importantes*, *No poder estar con familiares o amigos íntimos* y *Estar aislado socialmente*.

Luego de pilotear el desempeño del cuestionario en la plataforma de encuestas, se procedió a difundirlo a familiares y amigos de estudiantes de la Corporación Universitaria Minuto de Dios, a quienes se les solicitó que sus conocidos participaran en la investigación. Simultáneamente, se difundió la invitación a la encuesta por medio de redes sociales. Los datos recolectados fueron auditados manualmente con el propósito de depurarlos y se verificó que los participantes fueran mayores de edad y que hubiesen respondido la totalidad del cuestionario. Enseguida, los datos fueron procesados con el programa SPSS v. 23 (IBM Corp., 2015).

Para el análisis factorial exploratorio (AFE) se usó la técnica de máxima verosimilitud robusta (MVR), con rotación oblicua (Oblimin), que extrajo un total de 36 reactivos, con los cuales se usó un análisis factorial confirmatorio (AFC) con la misma técnica (MVR). Los indicadores de bondad de ajuste fueron (1) la raíz cuadrada de la media estandarizada (SRMR), ya que esta se encuentra entre las técnicas más sensibles a las correlaciones de factores no especificados; (2) el error de aproximación a la raíz cuadrada de la media (RMSEA), por ser sensible a las cargas factoriales no especificadas y; (3) el índice comparativo de ajuste (CFI), según los indicadores sugeridos por Hu y Bentler (1998, 1999). La consistencia interna se basó en el Omega de McDonald (1981), el cual brinda un mejor ajuste que el Alpha de Cronbach para escalas ordinales como las Likert de cuatro puntos (Dunn et al., 2014).

## Resultados

Se inició por revisar los supuestos de esfericidad y de adecuación de la muestra antes de realizar los análisis factoriales exploratorio y confirmatorio. La prueba de esfericidad de Bartlett resultó significativa [ $\chi^2(105) = 15979; p < .001$ ] y la muestra resultó adecuada según el estadígrafo Kaiser-Meyer-Olsen (KMO = .919).

### *Análisis factorial exploratorio*

A diferencia de la escala original, los resultados del AFE indican una solución de 3 y no de 4 factores, particularmente por el retiro de algunos ítems que a juicio de los investigadores no aportaban valor en el momento de la toma de datos, en el cual las normas de circulación y movilidad prohibían las actividades sociales (ver detalles en

el apartado *Procedimiento*). Los primeros tres autovalores se registraron así: 6.60, 0.99 y 0.65. Los factores se correlacionaron entre sí con puntajes de entre .30 y .59. Los factores extraídos corresponden a las variables (F1) miedo a contagiarse, a enfermarse, y a morir por COVID, (F2) miedo a perder el trabajo o a ver reducidos los ingresos económicos, y (F3) miedo al aislamiento social o a sus efectos (ver Tabla 1).

El miedo a la escasez de productos incluyó un solo ítem, por lo cual no cumple con las condiciones para considerarse un factor en sí mismo. Igualmente, la carga factorial de cada ítem supera en .15, por lo menos, a la que aparece en otros factores, lo cual demuestra la pertenencia de estos ítems respecto a los factores extraídos. Correlativamente, cada factor corresponde a cada una de las escalas, excepto por la del miedo a la escasez de productos, la cual incluyó solo un ítem.

**Tabla 1**

Cargas factoriales basadas en el análisis factorial exploratorio.

Factores	Ítems	Factores extraídos		
		1	2	3
(F1) Miedo a contagiarse, a enfermarse, y a morir por COVID	TPEPP	.77	.01	-.03
	TPFPT	.76	-.02	.15
	TPPIE	.74	.04	-.01
	TPOGV	.58	.07	.05
	TPCEP	.54	.08	.04
(F2) Miedo a perder el trabajo o a reducir los ingresos económicos	TPPCV	-.04	.93	.04
	TPNCV	.00	.78	-.02
	TPPPS	.10	.65	-.05
	TPIFP	.17	.46	.01
(F3) Miedo al aislamiento social o a sus efectos	TPFCV	.00	.00	.90
	TPSCV	.06	-.02	.85
	TPMCV	.10	.08	.48
	TPCCV	-.05	.21	.48
	TPNPC	.17	.20	.37

**Nota.** El AFC se basó en el modelo de ‘Máxima verosimilitud’ como método de extracción en combinación con una rotación ‘Oblimin’.

### Confiabilidad de las escalas

Al revisar la consistencia interna de los factores extraídos con el AFC, los valores calculados del  $\omega$  de McDonald estuvieron entre .83 y .89, lo que permite determinar que todas las escalas son fiables. De hecho, ninguno de los ítems de cada escala tuvo valores superiores a los  $\omega$  calculados por cada escala, y las correlaciones ítem-test estuvieron en un rango entre .57 y .74, lo cual permite clasificarlas como moderadas y altas (ver Tabla 2). La confiabilidad de la escala, sumados todos los ítems, fue alta ( $\omega$  de McDonald = .93), lo cual indica que tanto en sus factores como en su totalidad esta escala posee consistencia interna.

### Análisis factorial confirmatorio

Los tres factores extraídos con el AFE fueron probados con un AFC bajo el modelo de máxima verosimilitud y se encontró que la raíz cuadrada de

la media estandarizada es aceptable (SRMR = .06). No obstante, el error de aproximación a la raíz cuadrada es superior al esperado, ya que se acercó al límite superior (RMSEA = .11; IC 90% [.106, .115]), y el CFI es sensiblemente inferior al esperado (Calculado = .89; Esperado = .93 para una escala con 3 factores y al menos 12 ítems, según [Xia & Yang, 2019](#)). La Tabla 3 contiene los autovalores y los datos descriptivos para cada ítem y su pertenencia en cada factor extraído por el AFE.

Adicionalmente, las covarianzas entre los factores son relativamente altas y significativas (ver Tabla 4) y la prueba exacta de ajuste al modelo también es significativa [ $\chi^2(74) = 1734; p < .001$ ].

La covarianza más alta se dio entre el miedo al contagio (F1) y a perder el trabajo o reducir los ingresos (F2), mientras que la menor fue entre esta última y el miedo al aislamiento social o sus efectos (F3). Todas las covarianzas fueron significativas (ver Tabla 4).

**Tabla 2**

Consistencia interna de los factores de la Escala de Miedos al Coronavirus.

Factores	Ítems	Correlación ítem-test	$\omega$ de McDonald *	$\omega$ de McDonald de la Escala
(F1) Miedo a contagiarse, a enfermarse, y a morir por COVID	TPEPP	.74	.81	.86
	TPFPPT	.66	.83	
	TPPIE	.63	.84	
	TPOGV	.68	.82	
	TPCEP	.63	.84	
(F2) Miedo a perder el trabajo o a reducir los ingresos económicos	TPPCV	.77	.73	.83
	TPNCV	.70	.77	
	TPPPS	.57	.82	
	TPIFP	.58	.82	
(F3) Miedo al aislamiento social o a sus efectos	TPFCV	.74	.86	.89
	TPSCV	.72	.86	
	TPMCV	.75	.86	
	TPCCV	.71	.86	
	TPNPC	.69	.87	

**Nota.** \* El valor reportado corresponde a la escala sin el ítem. Este debe ser igual o inferior al  $\omega$  de McDonald de la escala.

**Tabla 3**

Descriptivos y autovalores de cada ítem en cada factor.

Factores	Ítems	Valor estimado	DE	Inferior	Superior	Z	p
(F1) Miedo a contagiarse, a enfermarse, y a morir por COVID	TPEPP	1.02	0.03	0.97	1.07	39.5	<.001
	TPFPT	0.78	0.02	0.73	0.83	31.8	<.001
	TPPIE	0.87	0.03	0.81	0.93	30.2	<.001
	TPOGV	1.04	0.03	0.98	1.09	38.6	<.001
	TPCEP	1.02	0.03	0.97	1.08	34.1	<.001
(F2) Miedo a perder el trabajo o a reducir los ingresos económicos	TPPCV	1.05	0.02	1.01	1.10	44.5	<.001
	TPNCV	0.97	0.03	0.92	1.02	38.7	<.001
	TPPPS	0.76	0.03	0.71	0.82	28.9	<.001
	TPIFP	0.74	0.02	0.69	0.79	30.3	<.001
(F3) Miedo al aislamiento social o a sus efectos	TPFCV	0.92	0.02	0.87	0.97	37.7	<.001
	TPSCV	0.93	0.03	0.88	0.98	36.8	<.001
	TPMCV	1.09	0.03	1.04	1.15	40.7	<.001
	TPCCV	0.91	0.02	0.86	0.95	37.7	<.001
	TPNPC	0.93	0.02	0.89	0.98	37.6	<.001

**Tabla 4**

Covarianzas entre los factores extraídos.

Factores Covariantes	Covarianza Estimada	DE	Intervalo de confianza 95%		Z	p	
			Inferior	Superior			
F2	F3	.60	0.02	.56	.64	31.40	<.001
	F1	.74	0.01	.72	.77	52.00	<.001
F3	F1	.66	0.02	.62	.69	38.20	<.001

## Conclusiones y discusión

La Escala de Miedos al Coronavirus (EMC) original cuenta con cuatro subescalas, aunque la versión adaptada en este estudio contó con solo tres de ellas (F1) miedo a contagiarse, a enfermarse y a morir por COVID, (F2) miedo a perder el trabajo o a ver reducidos los ingresos económicos y (F3) miedo al aislamiento social o a sus efectos. La necesidad de suprimir algunos ítems se debió a que podrían no aportar suficiente variabilidad y a que las restricciones gubernamentales impuestas limitaban la posibilidad de reunirse a celebrar

eventos que congregaban a más de diez personas, así como el contacto con familiares y amigos.

Las escalas resultaron confiables y similares en comparación con los valores calculados y presentados en la escala original (Sandín et al., 2020), tanto entre los factores medidos como en la totalidad de la escala. Tanto el AFE como el AFC mostraron equivalencias con la agrupación de los ítems extraídos con la escala original, excepto que aquellos asociados con el miedo a la escasez de productos y a otras circunstancias de la pandemia (Factor 2 de la escala original) no fueron incluidos en el presente análisis.

Aunque el único ítem que medía el factor de escasez se comportó aisladamente, no constituye un factor en sí mismo por ser un solo ítem. Aun así, convendría llevar a cabo un análisis bajo los principios de la teoría de respuesta al ítem (TRI) y el modelo Rasch, de manera equivalente a lo que Ahorsu et al. (2022) hicieron con su escala FC-19S, a fin de verificar la potencia predictiva de este u otros ítems respecto al comportamiento de las personas en tiempos de pospandemia. En este caso, se hace necesario tener en cuenta los principios de la TRI y analizar cada factor de forma independiente para calcular la fortaleza de su unidimensionalidad. También convendría medir su validez predictiva y su validez concurrente con otros instrumentos que miden factores similares (por ejemplo, Ahorsu et al., 2022; Taylor et al., 2020), con el fin de hacer más confiable su uso pospandemia.

La EMC y sus factores muestran evidencias de validez suficientes para considerarla una herramienta útil para medir los miedos al COVID-19 y demás circunstancias asociadas, aun en tiempos en que la pandemia ha minimizado sus efectos. Esto, teniendo en cuenta que los efectos psicológicos pueden permanecer durante un determinado tiempo, lo que permite el diagnóstico de las secuelas de ansiedad o de síndromes relacionados con la exposición a la pandemia y al virus. De igual manera, el uso de la EMC podría apoyar la investigación de fobias generalizadas al contagio de otros patógenos o de patrones de comportamiento desadaptativo con el propósito de no perder el trabajo o los ingresos económicos, incluso en tiempos en los que el aislamiento social ya no aplique como medio preventivo. En el ámbito de la salud pública, la EMC puede coadyuvar a ubicar recursos pertinentes para las intervenciones en salud mental, lo que permitiría a su vez prepararse para contrarrestar posibles efectos emocionales o comportamentales de individuos proclives a presentar efectos adversos o postraumáticos, aun

después de que la pandemia haya sido controlada.

Por otra parte, una limitación de la EMC consiste en no basarse en los indicadores del DSM-V o el CIE-10, que hubieran sido un insumo importante al momento de definir y evaluar criterios de validez en poblaciones afectadas por ansiedad generalizada o por trastorno obsesivo-compulsivo, en comparación con sujetos no clínicos. Otra limitación consiste en que, debido a las restricciones de la pandemia, la toma de datos se tuvo que hacer por medios virtuales, a modo de autoreporte. Esto se podría compensar si se realizan investigaciones con participantes presenciales con quienes se pueda explorar posibles mejoras al instrumento y así (re)adaptarlo a nuevas situaciones asociadas con los ajustes requeridos en la pospandemia. Por ejemplo, conductas de escape/evitación o el involucrarse en comportamientos de autoprotección, como indicadores marginales de respuestas emocionales disfuncionales.

En cualquier caso, a pesar de estas limitaciones, se espera que la EMC pueda ser utilizada en futuras investigaciones relacionadas con las reacciones adversas o adaptativas al COVID-19 u otros virus similares y se realicen los ajustes necesarios que se ejemplifican en este estudio.

## Referencias

- Ahorsu, D. K., Lin, C., Imani, V., Saffari, M., Griffiths, M. D., & Pakpour, A. H. (2022). The Fear of COVID-19 Scale: Development and initial validation. *International Journal of Mental Health and Addiction*, 20(3), 1537-1545. <https://doi.org/10.1007/s11469-020-00270-8>
- Amaya, S., Murillo, M., Pinto-Bustamante, B. J., Sánchez-Bello, N., Mateus-Parra, M. J., Andrade, M. J., González-Zárate, N., Pérez, M. P., Maya, J. J., Monsalve, V., Fayad-Fayad, N., Rosero-Belalcázar, G., & Charul-Palacio, I. (2021). Impact of the SARS-

- CoV-2 pandemic on Colombian anesthesiologists: Survey study. *Colombian Journal of Anesthesiology*, 50(3). <https://doi.org/10.5554/22562087.e1016>
- Andia, T., Criado, L., Mantilla, C., Molano, A., & Rodríguez-Lesmes, P. (2022). Relación entre las medidas para mitigar la propagación del Covid-19 y los patrones de actividad laboral y salud mental en Colombia. En D. Cortés Cortés, C. M. Posso-Suárez, & M. Villamizar-Villegas (Eds.), *Covid-19: Consecuencias y desafíos en la economía colombiana. Una mirada desde las universidades* (pp. 193-208). Universidad del Rosario, Banco de la República.
- Botero-Rodríguez, F., Mosquera-Quiñónez, M., Martínez-Torres, L. M., Bolívar-Moná, S., Jovel, G. T., Vargas, L. C., Franco, O. H., & Gómez-Restrepo, C. (2021). Análisis de percepciones y repercusiones emocionales en usuarios de Twitter en Colombia durante la pandemia de COVID-19. *Revista Colombiana de Psiquiatría*. Publicación anticipada. <https://doi.org/10.1016/j.rcp.2021.05.005>
- Caballero-Domínguez, C. C., Pedrozo-Pupo, J. C., & Campo-Arias, A. (2022). Depression among COVID-19 survivors in Colombia. *Psychology, Health & Medicine*, 1-8. <https://doi.org/10.1080/13548506.2022.2085879>
- Caicedo-Moreno, A., Correa-Chica, A., López-López, W., Castro-Abril, P., Barreto, I., & Rodríguez-Romero, J. D. (2022). The Role of Psychology in Media During the COVID-19 Pandemic: A cross-national study. *Psychologica Belgica*, 62(1), 136-151. <https://doi.org/10.5334/pb.1054>
- Campo-Arias, A., Pedrozo-Cortés, M. J., & Pedrozo-Pupo, J. C. (2020). Pandemic-Related Perceived Stress Scale of COVID-19: An exploration of online psychometric performance. *Revista Colombiana de Psiquiatría (English Ed.)*, 49(4), 229-230. <https://doi.org/10.1016/j.rcp.2020.05.005>
- Dunn, T. J., Baguley, T., & Brunsdon, V. (2014). From alpha to omega: A practical solution to the pervasive problem of internal consistency estimation. *British Journal of Psychology*, 105(3), 399-412. <https://doi.org/10.1111/bjop.12046>
- Escandon-Barbosa, D., Hurtado, A., & Gomez, A. (2021). Factors affecting voluntary self-isolation behavior to cope with a pandemic: Empirical evidence from Colombia vs. Spain in times of COVID-19. *Behavioral Sciences*, 11(3), 35. <https://doi.org/10.3390/bs11030035>
- Fernández, A., Pérez, E., Alderete, A., Richaud, M., & Fernández-Liporace, M. (2010). ¿Construir o adaptar tests psicológicos? Diferentes respuestas a una cuestión controvertida. *Revista Evaluar*, 10(1). <https://doi.org/10.35670/1667-4545.v10.n1.459>
- Giral-Oliveros, N. A., Gómez-Arguello, D. F., Úsuga-Jeréz, A. J., Vanegas-Méndez, S. N., & Lemos-Ramírez, N. V. (2022). Estrés percibido en universitarios durante la cuarentena por el virus SARS-COV-2 en Santander, Colombia. *Revista de Psicología Universidad de Antioquia*, 14(1), 1-23. <https://doi.org/10.17533/udea.rp.e344735>
- Hu, L., & Bentler, P. M. (1998). Fit indices in covariance structure modeling: Sensitivity to underparameterized model misspecification. *Psychological Methods*, 3(4), 424-453. <https://doi.org/10.1037/1082-989X.3.4.424>
- Hu, L., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 6(1), 1-55. <https://doi.org/10.1080/10705199909540118>
- IBM Corp. (2015). IBM SPSS Statistics for Windows (Version 23.0). [Software de cómputo]. Armonk, NY: IBM Corp.
- Karasek, R. (1998). Demand / Control model: A social-emotional, and psychological approach to stress risk and active behavior development. En J. M. Stellman (Ed.), *Encyclopedia of Occupational Health and Safety* (4<sup>th</sup> Ed. Vol. II, pp. 34.6-34.14). International Labor Office.
- Ley 1090. (2006). *Ejercicio de la profesión de Psicología, Código Deontológico y Bioético y otras disposiciones*. Colombia. <https://www.funcionpublica.gov.co>

eva/gestornormativo/norma.php?i=66205

- Ley Estatutaria 1581- Habeas Data. (2012). *Protección de datos personales*. Colombia. <https://www.funcionpublica.gov.co/eva/gestornormativo/norma.php?i=49981>
- Mækela, M. J., Reggev, N., Dutra, N., Tamayo, R. M., Silva-Sobrinho, R. A., Klevjer, K., & Pfuhl, G. (2020). Perceived efficacy of COVID-19 restrictions, reactions and their impact on mental health during the early phase of the outbreak in six countries. *Royal Society Open Science*, 7(8). <https://doi.org/10.1098/rsos.200644>
- Martínez-Líbano, J., Torres-Vallejos, J., Simkin, H., Oyanedel, J., Silva, A., & Yeomans, M. (2023). Escala de Miedo al Covid-19 en Estudiantes Universitarios Chilenos: Propiedades psicométricas e invarianza de medida. *Revista Evaluar*, 22(3), 48-65. <https://revistas.unc.edu.ar/index.php/revaluar/index>
- Martínez-Rodríguez, T. Y., Bernal-Gómez, S. J., Mora-Vergara, A. P., Hun-Gamboa, N. E., Castillo, Z. R., Valdés-Miramontes, E. H., & Espinoza-Gallardo, A. C. (2021). Dysfunctional Patterns of Food Intake by Anxiety during Isolation by COVID-19 in Chile, Colombia and Mexico. *International Journal of Psychological Research*, 14(1), 48-54. <https://doi.org/10.21500/20112084.4721>
- McDonald, R. P. (1981). The dimensionality of tests and items. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, 34(1), 100-117. <https://doi.org/10.1111/j.2044-8317.1981.tb00621.x>
- Mejia, D., Diaz, M., Charry, A., Enciso, K., Ramírez, O., & Burkart, S. (2021). “Stay at Home”: The effects of the COVID-19 lockdown on household food waste in Colombia. *Frontiers in Psychology*, 12. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2021.764715>
- Mesurado, B., Resett, S., Tezón, M., & Vanney, C. E. (2021). Do positive emotions make you more prosocial? Direct and indirect effects of an intervention program on prosociality in Colombian adolescents during social isolation due to COVID-19. *Frontiers in Psychology*, 12. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2021.710037>
- Meza, D. (2020). In a pandemic are we more religious? Traditional practices of Catholics and the COVID-19 in Southwestern Colombia. *International Journal of Latin American Religions*, 4(2), 218-234. <https://doi.org/10.1007/s41603-020-00108-0>
- Obando, L., Harvey, J., Arteaga, K. V., & Córdoba, K. (2021). Eventos vitales estresantes, estrategias de afrontamiento y resiliencia en adolescentes en contexto de pandemia. *Psicogente*, 24(46), 1-17. <https://doi.org/10.17081/psico.24.46.4789>
- Rodríguez-Gama, Á. (2021). La salud mental durante la pandemia por COVID-19. *Revista de la Facultad de Medicina*, 69(2). <https://doi.org/10.15446/revfac-med.v69n2.97128>
- Ruiz-Gonzalez, E. P., Romero-Otalvaro, A. M., Muñoz-Argel, M. N., & Uribe-Urzola, A. (2021). Professional burnout and increased workload during COVID-19 in higher education teachers in Monteria - Colombia. *European Psychiatry*, 64(S1), S267-S268. <https://doi.org/10.1192/j.eurpsy.2021.718>
- Sandín, B., Valiente, R. M., García-Escalera, J., & Chorot, P. (2020). Impacto psicológico de la pandemia de COVID-19: Efectos negativos y positivos en población española asociados al periodo de confinamiento nacional. *Revista de Psicopatología y Psicología Clínica*, 25(1), 1-22. <https://doi.org/10.5944/rppc.27569>
- Siegrist, J. (1996). Adverse health effects of high-effort/low-reward conditions. *Journal of Occupational Health Psychology*, 1(1), 27-41. <https://doi.org/10.1037/1076-8998.1.1.27>
- Sohrabi, C., Alsafi, Z., O’Neill, N., Khan, M., Kerwan, A., Al-Jabir, A., Iosifidis, C., & Agha, R. (2020). World Health Organization declares global emergency: A review of the 2019 novel coronavirus (COVID-19). *International Journal of Surgery*, 76, 71-76. <https://doi.org/10.1016/j.ijsu.2020.02.034>
- Taylor, S., Landry, C. A., Paluszec, M. M., Fergus, T. A., McKay, D., & Asmundson, G. J. G. (2020). Development and initial validation of the COVID Stress Scales. *Journal of Anxiety Disorders*, 72. <https://doi.org/10.1016/j.janxdis.2020.102232>

- Torres-Andrade, H. P., Torres-Cañizalez, P. C., Cobo-Beltrán, J. K., Cabascango-Jaramillo, J. C., Manturano-Pérez, R. D., & Puentes-Gómez, A. (2022). Education and COVID-19: Collaboration of families in school homework. *Journal of Positive School Psychology*, 6(5), 251-262. <https://journalppw.com/index.php/jpsp/index>
- Trejos-Herrera, A. M., Vinaccia, S., & Bahamón, M. J. (2020). Coronavirus in Colombia: Stigma and quarantine. *Journal of Global Health*, 10(2). <https://doi.org/10.7189/jogh.10.020372>
- Vargas-Ramirez, L. K., & Rodríguez-Corredor, L. K. (2022). *Functional limitations, anxiety and depression post-COVID in Colombian adults*. Poster session presented at American Thoracic Society 2022 International Conference, San Francisco. [https://doi.org/10.1164/ajrccm-conference.2022.205.1\\_MeetingAbstracts.A3183](https://doi.org/10.1164/ajrccm-conference.2022.205.1_MeetingAbstracts.A3183)
- Waich, A. R., Londoño, N., Gallego, L., Barahona, J., Ruiz, A., Hidalgo, P., Rondon, M., Rondon, M., & Moreno, I. D. S. (2022). *Sleep quality, daytime sleepiness, depressive and anxiety symptoms and attitudes toward study in health sciences college students in Bogotá, Colombia during the COVID-19 pandemic*. Poster session presented at American Thoracic Society 2022 International Conference, San Francisco. [https://doi.org/10.1164/ajrccm-conference.2022.205.1\\_MeetingAbstracts.A2707](https://doi.org/10.1164/ajrccm-conference.2022.205.1_MeetingAbstracts.A2707)
- World Health Organization. (2020). *WHO SAGE Seasonal Influenza Vaccination Recommendations during the COVID-19 Pandemic*. <https://www.who.int>
- World Health Organization. (2023). *WHO Coronavirus (COVID-19) Dashboard*. <https://covid19.who.int>
- Xia, Y., & Yang, Y. (2019). RMSEA, CFI, and TLI in structural equation modeling with ordered categorical data: The story they tell depends on the estimation methods. *Behavior Research Methods*, 51(1), 409-428. <https://doi.org/10.3758/s13428-018-1055-2>
-

## Cuestionario de Pensamiento Automático (ATQ-8): Nueva evidencia basada en AFC, TRI y SEM

### Automatic Thinking Questionnaire (ATQ-8): New evidence based on CFA, IRT, and SEM

Wilson A. Becerra-Herrera \*<sup>1</sup>, Andy Robinson Quispe-Escobar<sup>2</sup>,  
Eduardo Cárcamo-Zepeda<sup>3</sup>, Aylin Torres-Guffanti<sup>4</sup>,  
Daniel E. Yupanqui-Lorenzo<sup>5</sup>

Introducción  
Método  
Resultados  
Discusión  
Referencias

1 - Universidad Autónoma del Perú (Lima, Perú).

2 - Universidad Privada del Norte (Lima, Perú).

3 - Universidad Nacional Autónoma de Honduras (Francisco Morazán, Honduras).

4 - Universidad Privada del Norte (Lima, Perú).

5 - Universidad de Ciencias y Humanidades (Lima, Perú).

Recibido: 15/02/2023 Revisado: 17/02/2023 Aceptado: 20/02/2023

#### Resumen

El presente estudio tiene como objetivo confirmar propiedades psicométricas del ATQ-8 en una muestra de estudiantes peruanos. Se trabajó con una muestra no probabilística de 217 estudiantes universitarios (de los cuales 68.7% eran mujeres). Además del ATQ-8 se utilizaron instrumentos para medir la ansiedad, depresión, satisfacción con la vida y atención plena. El análisis factorial confirmatorio mostró un adecuado ajuste del modelo unidimensional (CFI = .99, GFI = .99, RMSEA = .07, SRMR = .03). Se obtuvieron índices de confiabilidad alfa (.91) y omega (.90), con consistencia interna adecuada. Por otro lado, los ítems mostraron índices aceptables de discriminación (a) y dificultad (b) monótona. La asociación del ATQ-8 con otras variables mostró relación estadísticamente significativa con la DASS-21 (depresión y ansiedad), satisfacción con la vida (SWLS) y atención plena (MAAS-5). Los resultados muestran un ajuste psicométrico aceptable que avala su uso en estudiantes universitarios para investigaciones científicas.

**Palabras clave:** *pensamiento, psicometría, estudiante universitario, investigación psicológica, cognición*

#### Abstract

The present study aims at providing psychometric properties of the ATQ-8 in a Peruvian students sample. We worked with a non-probabilistic sample of 217 university students (68.7% women). Along with the ATQ-8, instruments to measure anxiety, depression, satisfaction with life, and mindfulness were used. Confirmatory factor analysis found an adequate fit of the one-dimensional model (CFI = .99, GFI = .99, RMSEA = .07, SRMR = .03). Likewise, alpha (.91) and omega (.90) reliability indices were obtained, which show adequate internal consistency. On the other hand, the items showed acceptable levels of discrimination (a) and difficulty (b) monotonous. The association of the ATQ-8 with other variables showed a statistically significant relationship with the DASS-21 (depression and anxiety), satisfaction with life (SWLS) and mindfulness (MAAS-5). The results show an adequate psychometric adjustment that supports its use in university students and for scientific research purposes.

**Keywords:** *thinking, psychometrics, university student, psychological research, cognition*

\*Correspondencia a: Wilson A. Becerra-Herrera. Dirección: Universidad Autónoma del Perú, Panamericana Sur Km. 16.3, Villa El Salvador, Lima, Perú (CP 15842). E-mail: [alexib409@gmail.com](mailto:alexib409@gmail.com)

**Nota de autores:** Wilson A. Becerra-Herrera: <https://orcid.org/0000-0002-4703-8589>; Andy Robinson Quispe Escobar: <https://orcid.org/0000-0001-6162-1036>; Eduardo Cárcamo-Zepeda: <https://orcid.org/0000-0001-9579-6109>; Aylin Torres-Guffanti: <https://orcid.org/0000-0002-3041-2351>; Daniel E. Yupanqui-Lorenzo: <https://orcid.org/0000-0002-8977-2888>.

**Agradecimiento:** Se brinda un agradecimiento al Semillero Latinoamericano de Investigación en Salud Mental (SLISM).

**Cómo citar este artículo:** Becerra-Herrera, W. A., Quispe-Escobar, A. R., Cárcamo-Zepeda, E., Torres-Guffanti, A., & Yupanqui-Lorenzo, D. E. (2023). Cuestionario de Pensamiento Automático (ATQ-8): Nueva evidencia basada en AFC, TRI y SEM. *Revista Evaluar*, 23(1), 51-60. Recuperado de <https://revistas.unc.edu.ar/index.php/revaluar>

**Participaron en la edición de este artículo:** Melani Hajduczyk, Rita Hoyos, Juan Cruz Balverdi, Mariana López, Florencia Ruiz, Mónica Serppe, Jorge Bruera.

## Introducción

El factor cognitivo cumple un rol importante en la sintomatología depresiva (Beck et al., 1979). Es así que existen patrones persistentes de pensamientos automáticos negativos en los estados depresivos, generados por esquemas disfuncionales y distorsiones cognitivas (Ruiz & Odriozola-González, 2016). Estas autoafirmaciones, consideradas como absolutas y espontáneas, incrementan la aparición de pensamientos automáticos negativos ante eventos activadores (Ibáñez-Tarín & Manzanera-Escartí, 2012). Todo ello explica por qué las personas deprimidas mantienen actitudes dolorosas y autodestructivas, a pesar de la presencia de factores positivos en sus vidas (Beck et al., 1979).

Dada la importancia de explorar los pensamientos automáticos se elaboró el Cuestionario de pensamientos automáticos (*Automatic Thoughts Questionnaire*, ATQ), el cual mide la sintomatología depresiva en función de las distorsiones cognitivas (Hollon & Kendall, 1980). La estructura factorial ha sido ampliamente estudiada en la bibliografía existente a través del análisis factorial confirmatorio (CFA) (p.e. Ghassemzadeh et al., 2006; Lichtenstein et al., 2019; Oei & Mukhtar, 2008; Pan et al., 2016; Zettle et al., 2013). Originalmente el ATQ estuvo compuesto por 30 ítems, aunque estudios posteriores evaluaron versiones abreviadas (Deardorff et al., 1984; Netemeyer et al., 2002). Netemeyer et al. (2002) desarrollaron un análisis de las versiones reducidas del ATQ y hallaron validez y confiabilidad en las versiones ATQ-15 y ATQ-8, las cuales presentaron alfas de .96 y .92 respectivamente. Lo que demostró que las versiones breves del ATQ son tan adecuadas como la versión extensa.

En Latinoamérica, Ruiz et al. (2017) analizaron el ATQ-8 en una muestra colombiana compuesta por una población general y una población

de pacientes clínicos, y se confirmó el modelo unidimensional de los estudios previos. Asimismo, la versión en español del ATQ-8 diferencia las muestras clínicas y no clínicas al medir los pensamientos negativos en personas con depresión. No obstante, no hay más informes de validez del ATQ-8 en Latinoamérica. E incluso, no se presentan análisis del ATQ-8 utilizando la Teoría de Respuesta al Ítem (IRT). La IRT brinda una visión precisa de cómo funcionan los ítems en relación con sus parámetros de discriminación y dificultad (Vandenberg & Lance, 2000). Por lo tanto, el análisis que utilice un modelo IRT permitirá tener un informe nuevo sobre el ATQ-8 y un análisis más específico sobre sus ítems. En consecuencia, el presente estudio pretende brindar evidencia de la validez del ATQ-8 en una muestra de estudiantes de Perú a través del CFA y IRT.

### *Los pensamientos automáticos y sus asociaciones*

En los adolescentes, los pensamientos automáticos se identifican como factores de riesgo en la aparición de ideas suicidas (Secundino-Guadarrama et al., 2021). En las mujeres con estudios superiores y que trabajan fuera de casa, se encontró que la aparición de pensamientos automáticos se asocia a estados depresivos (Estévez & Calvete, 2009). Asimismo, los pensamientos automáticos pueden ser causales de problemas anímicos y de autoestima (Hiçdurmaz et al., 2017). Por otro lado, la ansiedad también está asociada a los pensamientos automáticos (Aydin, 2009; Furlan et al., 2010; Lara-Machado & Lara-Barros, 2022), especialmente con los pensamientos de tipo perfeccionistas (Arpin-Cribbie & Cribbie, 2007; Pirbaglou et al., 2013), que fomentan las dificultades en las relaciones sociales y se caracteriza por presentar conductas desadaptativas, inestabilidad emocional y actitudes

que tienden a la violencia (Fernández-Sogorb et al., 2021).

Los pensamientos automáticos en su mayoría suelen ser negativos o catastróficos y tienen una implicancia en la salud mental de los adolescentes que afecta sus relaciones interpersonales e intrafamiliares (Hiçdurmaz et al., 2017), incrementan el dolor emocional (Cano-García & Rodríguez-Franco, 2002), estrés o agotamiento emocional (Chang et al., 2017). Debido a que en la literatura los pensamientos automáticos se han asociado positivamente con depresión, ansiedad, y negativamente con satisfacción y atención plena; se planteó el segundo objetivo de brindar evidencia de la validez del ATQ-8 en relación con otras variables (convergente y discriminante) a través de un análisis SEM.

## Métodolo

### *Participantes*

Se utilizó el criterio de Schumacker y Lomax (2016) para el cálculo del tamaño de la muestra, el cual sugiere 20 sujetos por ítem. Por lo tanto, se estableció un tamaño de muestra mínima de 160 evaluados. A través de un muestreo no probabilístico se obtuvieron datos de 217 estudiantes universitarios con un promedio de edad de 23.75 (DE = 4.85). De estos, 149 eran mujeres (68.7%) y 68 hombres (31.3%); 208 solteros (95.9%), 4 casados (1.8%), y 5 convivientes (2.3%). Además, 92 (42.4%) se encontraban con tratamiento psicológico y psiquiátrico; y 33 (15.2%) con toma de medicación como parte de su tratamiento. Los criterios de inclusión consistieron en ser estudiante universitario peruano y ser mayor de 18 años.

### *Instrumentos*

**Cuestionario de Pensamientos Automático.** ATQ-8 es una versión abreviada del ATQ-30 (Hollon & Kendall, 1980), compuesta por 8 ítems (p.ej. *Soy un inútil, no valgo para nada*), que se responden a través de una escala de respuestas tipo Likert de cinco puntos (1 = *Totalmente en desacuerdo*; 5 = *Totalmente de acuerdo*). Además, esta versión abreviada ha presentado buenas propiedades psicométricas y de fiabilidad ( $\alpha = .89$ ) en muestras colombianas (Ruiz et al., 2017).

**Escala de Depresión, Ansiedad y Estrés.** (DASS-21, Valencia, 2019). Es una versión abreviada del DASS-42, compuesta por tres escalas que permiten evaluar ansiedad, depresión y estrés (Park et al., 2020). Cada escala se compone por 7 ítems, que son calificados a través de una escala tipo Likert de 0 (*No describe nada de lo que me pasó o sentí en la semana*) a 3 (*Sí, esto me pasó mucho, o casi siempre*). El instrumento presentó un omega .905 (depresión), .903 (ansiedad) y .897 (estrés). Para los propósitos del estudio se utilizaron las subescalas de depresión y ansiedad.

**Escala de Atención y Conciencia Plena.** (MAAS-5, Caycho-Rodríguez et al., 2019). Está compuesta por 5 ítems (p.ej. *Parece como si funcionara en "piloto automático", sin estar muy consciente de lo que estoy haciendo*), que permiten analizar la atención plena, y que se responden en una escala de tipo Likert (1 = *Casi siempre*, a 6 = *Casi nunca*). La escala presentó un grado de claridad, coherencia y relevancia significativa al mismo tiempo que tuvo un coeficiente omega de .83.

**Escala de Satisfacción con la Vida.** (SWLS, Calderón-De la Cruz et al., 2018). Es un instrumento compuesto por 5 ítems (p.ej. *Las condiciones de mi vida son excelentes*) que evalúan la satisfacción con la vida. Presenta una escala de respuestas tipo Likert desde 1 (*Muy en desacuerdo*) hasta 5 (*Muy de acuerdo*) (Sancho et al., 2019). Además, presentó un coeficiente omega aceptable ( $\omega = .90$ ).

## *Procedimientos*

El estudio fue aprobado por el Comité de Ética de la Universidad de Ciencias y Humanidades. Se elaboró un formulario virtual que constó de cinco partes: 1) consentimiento informado (propósito del estudio, anonimato de participantes, contacto con investigadores y aceptación de participación); 2) datos socio-demográficos (edad, sexo, estado civil, distrito de residencia, departamento de residencia); 3) datos académicos (carrera profesional, universidad, grado académico, ciclo de estudio); 4) datos clínicos (tratamiento psicológico o psiquiátrico, diagnóstico, tratamiento farmacológico); 5) instrumento de pensamiento automático (ATQ-8); 6) instrumento de satisfacción con la vida; 7) instrumentos sobre conciencia plena; 8) instrumento sobre depresión; 9) instrumento sobre ansiedad. El formulario fue distribuido de forma virtual a través de redes sociales. Todos los participantes que se consideraron en el estudio brindaron su consentimiento informado, y se aseguró el anonimato en el tratamiento de sus datos.

## *Análisis de datos*

Se utilizó el software R Studio (v. 4.2.2) (R Core Team, 2021) para todos los análisis. Se inició con un análisis preliminar de los ítems considerando los estadísticos de tendencia central, dispersión y normalidad. Se utilizaron los coeficientes de asimetría y curtosis para asegurar la normalidad univariada si los valores se encontraban entre  $\pm 1.5$  (George & Mallery, 2020). Luego se calculó la matriz de correlación y se evaluaron las correlaciones a través del siguiente criterio: .10 a .30 (débil), .30 a .50 (moderado) y mayor a .50 (fuerte) (Cohen, 1988).

Para el análisis psicométrico del ATQ-8, se inició con un Análisis Factorial Confirmatorio (AFC) para probar la estructura unifactorial de Ruiz et al. (2017). Se utilizó el estimador para datos ordinales, los mínimos cuadrados ponderados diagonalmente con la media y la varianza corregidas (WLSMV). Para evaluar el modelo se analizaron los siguientes índices de ajuste: CFI  $> .95$ , TLI  $> .95$ , RMSEA  $< .08$  y SRMR  $< .08$  (Hu & Bentler, 1999). La confiabilidad se evaluó a través del coeficiente alfa ( $\alpha$ ) y omega ( $\omega$ ) (Green & Yang, 2009). Se evaluó además la evidencia de validez basada en la relación con otras variables y se realizó una asociación de variables latentes a través del modelamiento de ecuaciones estructurales (SEM) donde se especificaron las correlaciones entre el ATQ-8 con el DASS-21 (depresión y ansiedad), MAAS-5 y SWLS. Se esperó que el ATQ-8 correlacione positivamente con el DASS-21, y negativamente con MAAS-5 y SWLS.

En función a la Teoría de Respuesta al Ítem, se utilizó el Modelo de Respuestas Graduadas (GRM) en su extensión de 2-parámetros (2-PLM) que analiza datos politómicos de los ítems (Hambleton et al., 2010). Se evaluaron índices de ajuste del modelo a través del C2, RMSEA  $\leq .08$  y SRMSR  $\leq .05$  (Maydeu-Olivares, 2013), TLI  $\geq .95$ , CFI  $\geq .95$  (Cai et al., 2021). También se abordaron los índices de discriminación (a) y dificultad (b).

## *Diseño de la investigación*

La presente investigación es de tipo instrumental, con temporalidad transversal, debido a que se analizan las propiedades psicométricas del ATQ-8 (Ato et al., 2013).

## Resultados

### Análisis preliminar de los ítems

En el análisis preliminar de los ítems del ATQ-8, la media mostró que las respuestas 1 (*En absoluto*) y 2 (*A veces*) fueron las más frecuentes. De igual manera, se observó una asimetría positiva con valores mayores a 1 en los ítems 2: *¡Soy tan decepcionante para mí mismo!*, 4: *Soy inútil, no valgo para nada*, 5: *Me siento tan impotente, tan desamparado*, 7: *Mi futuro es un desierto*, y 8: *No consigo terminar nada de lo que empiezo*. Por otro lado, se evidenció una gran concentración de

valores en el ítem 4 con una curtosis de 2.77 y el ítem 2 con 1.19 (Tabla 1).

### Análisis Factorial Confirmatorio

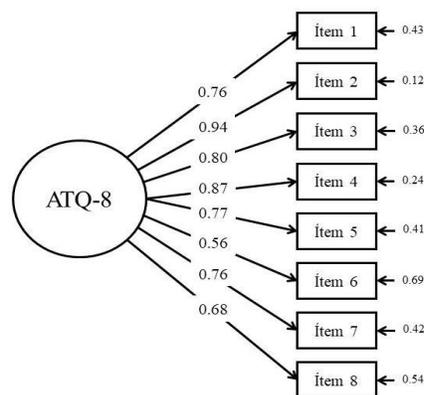
El ajuste general del modelo de un factor fue adecuado (Figura 1), y las puntuaciones en los índices de bondad de ajuste fueron buenas:  $\chi^2 = 43.9$ ,  $gl = 20$ ,  $p < .01$ ; RMSEA = .07, IC 90% [.04, .10], CFI = .99, GFI = .99, SRMR = .03. La consistencia interna del ATQ-8 obtuvo coeficientes alfa de .91 y omega de .90.

**Tabla 1**

Estadísticas descriptivas de los ítems.

Variables	1	2	3	4	5	6	7	8
Ítem 1	–							
Ítem 2	.67	–						
Ítem 3	.58	.68	–					
Ítem 4	.59	.79	.61	–				
Ítem 5	.52	.68	.59	.66	–			
Ítem 6	.41	.47	.48	.38	.39	–		
Ítem 7	.50	.61	.56	.58	.51	.43	–	
Ítem 8	.42	.56	.49	.52	.47	.43	.55	–
M	2.29	1.92	2.20	1.66	2.00	2.91	1.97	2.07
DE	1.03	1.08	1.06	1.01	1.07	1.07	1.11	1.11
$g_1$	0.79	1.32	.82	1.79	1.15	.33	1.18	1.16
$g_2$	0.04	1.19	0.00	2.77	0.82	-0.72	0.65	0.72

**Nota.** M = media, DE = desviación estándar,  $g_1$  = asimetría,  $g_2$  = curtosis.



**Figura 1**  
Modelo unifactorial del ATQ-8.

### Modelo de Teoría de Respuesta al Ítem

La Tabla 2 muestra el ajuste del modelo estimado ( $C2[gl] = 22.7$  [20];  $RMSEA = .03$ ;  $SRMSR = .05$ ;  $TLI = 1.00$ ;  $CFI = 1.00$ ) el cual determina que es un ajuste adecuado. Asimismo, los índices de discriminación (a) muestran que el ítem 2 (*¡Soy tan decepcionante hasta para mí mismo!*) es el de mayor discriminación, mientras que los ítems 6 (*Algo tiene que cambiar*), 7 (*Mi futuro es un desierto*) y 8 (*No consigo terminar nada de lo que empiezo*), presentan un menor valor de discriminación. Además, los índices de dificultad presentan un incremento monótono.

**Tabla 2**

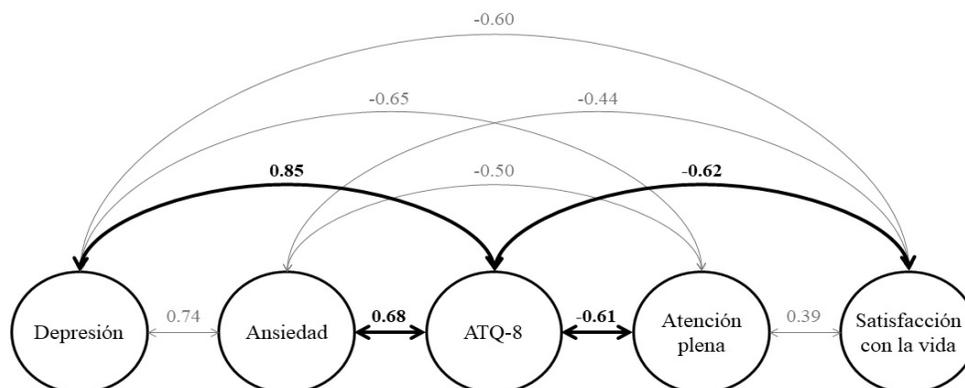
Parámetros e índices de ajuste del ATQ-8.

Ítem	A	b1	b2	b3	b4	Índices de ajuste					
						C2	GI	RMSEA	SRMSR	TLI	CFI
1	2.21	-1.01	0.60	1.31	2.65	22.7	20	.03	.05	1.00	1.00
2	3.68	-0.26	0.93	1.51	2.14						
3	2.51	-0.79	0.64	1.31	2.51						
4	2.72	0.22	1.30	1.88	2.44						
5	2.04	-0.45	0.97	1.71	2.54						
6	1.14	-2.80	-0.44	0.96	2.57						
7	1.76	-0.32	1.05	1.73	2.59						
8	1.53	-0.67	1.11	1.76	2.59						

**Nota.** a = parámetro de discriminación, b = parámetro de dificultad, C2 = test de bondad de ajuste para datos poltómicos,  $gl$  = grados de libertad, RMSEA = error cuadrático medio de aproximación, SRMSR = standardized root mean square residual, TLI = índice tucker-lewis, CFI = índice de ajuste comparativo.

### Evidencia de validez convergente

Para evaluar la validez convergente y divergente, se utilizaron constructos que teóricamente se relacionan con el ATQ-8. Inicialmente se especificó el modelo para evaluar sus índices de ajuste los cuales fueron óptimos ( $\chi^2/gl = 1.50$ ;  $CFI = 0.97$ ;  $TLI = .97$ ;  $RMSEA = .05$ ;  $SRMR = .06$ ). Con ello se procedió a evaluar las asociaciones entre variables latentes, donde el ATQ-8 correlacionó de forma positiva y fuerte con la depresión y ansiedad (DASS-21), negativa y fuerte con atención plena (MAAS) y satisfacción con la vida (SWLS) (Figura 2).



**Figura 2**

Modelo de ecuaciones estructurales del ATQ-8 y variables asociadas.

**Nota.** Se ha remarcado en negrita solo las correlaciones del ATQ-8.

## Discusión

El presente estudio buscó realizar un análisis de las propiedades psicométricas del Cuestionario de Pensamientos Automáticos (ATQ-8) con una muestra de estudiantes universitarios peruanos. El análisis preliminar de ítems arrojó datos descriptivos similares a los obtenidos por Ruiz et al. (2017). Entre los ocho ítems, el cuarto demostró una curtosis por encima de lo esperado, por lo que el tratamiento de los datos necesitó un estimador robusto que corrija la normalidad (MLR). No obstante, todos los ítems tuvieron adecuados índices de homogeneidad corregida, lo que demuestra su representatividad hacia un factor general.

El AFC evidenció un ajuste adecuado del modelo unidimensional apoyado por estudios previos (Netemeyer et al., 2002; Ruiz et al., 2017). Dentro del análisis de los ítems las cargas factoriales mostraron estar por encima de lo esperado (Dominguez-Lara, 2018), de forma que se asegura la representatividad factorial de cada ítem. Además, la confiabilidad del ATQ-8 fue medida por el alfa y omega, que demostraron la consistencia interna del instrumento; todo ello concuerda con los estudios en Latinoamérica (Lichtenstein et al., 2019; Pan et al., 2016; Ruiz et al., 2017, 2020). Por lo tanto, el ATQ-8 puede ser utilizado en muestras peruanas de estudiantes universitarios tanto para exploración de pensamientos automáticos de depresión como para investigación científica.

Por otro lado, el análisis por IRT mostró la discriminación y dificultad específica por ítem. Los ítems con mayor discriminación fueron aquellos relacionados a la autopercepción pesimista, por ejemplo: *no soy bueno* (ítem 1), *me siento tan impotente, tan desamparado* (ítem 5). Estos ítems enfocan pensamientos irracionales sobre uno mismo, lo que facilita reconocer a aquellos con

puntajes mayores y menores en el rasgo latente. Por otro lado, los ítems con menor discriminación fueron aquellos relacionados a perspectiva externa de incertidumbre, por ejemplo: *algo tiene que cambiar* (ítem 6) y *mi futuro es un desierto* (ítem 7). Si bien no existen resultados empíricos con los cuales comparar estos hallazgos, es importante que futuros estudios continúen explorando el ATQ-8 a través de IRT y otros métodos como el análisis de redes.

En relación con la evidencia de validez con otras variables, se halló correlación positiva con ansiedad y depresión (Ruiz et al., 2017, 2020), a su vez, relación negativa con satisfacción con la vida y atención plena (Lichtenstein et al., 2019; Pan et al., 2016; Ruiz et al., 2017). Esta última variable se ha medido con otras versiones del MAAS (15 ítems), y se obtuvo una correlación similar (Ruiz & Odriozola-González, 2016). Por lo tanto, la bibliografía respalda las correlaciones encontradas.

## Conclusiones

En conclusión, el ATQ-8 presenta propiedades psicométricas adecuadas para su uso en una muestra de estudiantes universitarios peruanos. Por lo que se pueden obtener resultados y datos válidos en relación con los pensamientos irracionales de los estudiantes. Asimismo, se puede utilizar el ATQ-8 como una herramienta de investigación debido a que se encontraron asociaciones estables con variables que miden constructos similares y diferentes.

Se recomienda desarrollar investigaciones en poblaciones de pacientes clínicos a fin de analizar la invarianza entre muestras de pacientes clínicos y no clínicos. Por otro lado, las futuras investigaciones deben enfocarse en evaluar la invarianza de medición según el género y tipo

de muestras. Finalmente, se sugiere realizar un análisis de la invarianza transcultural para lograr nuevos hallazgos sobre las propiedades psicométricas del ATQ-8 en Latinoamérica.

El estudio ha enfrentado un conjunto de limitaciones, entre estos, el aislamiento social no permitió un contacto directo con la muestra por lo que se evaluó de forma virtual sin tener un control sobre las dudas e interrogantes de los evaluados. Además, el tamaño de la muestra fue de 217 casos (hombres y mujeres de educación superior), diferenciándose del tamaño de las muestras en los estudios previos de Colombia y España (Ruiz et al., 2017; Ruiz et al., 2020, respectivamente) donde se utilizaron cantidades superiores a 1000. Sin embargo, para el estudio de las propiedades psicométricas del instrumento la muestra se consideró aceptable para su análisis. Además, el tamaño de muestra no permitió explorar el tamaño del efecto en el modelo SEM (Bologna, 2011). Por último, la muestra que se recolectó no fue conformada en su totalidad por casos clínicos, esto resulta ser una limitación significativa, ya que el instrumento fue diseñado para medir pensamientos automáticos en participantes con algún tipo de diagnóstico semejante al estudio de Ruiz et al. (2017).

## Referencias

- Arpin-Cribbie, C. A., & Cribbie, R. A. (2007). Psychological correlates of fatigue: Examining depression, perfectionism, and automatic negative thoughts. *Personality and Individual Differences*, 43(6), 1310-1320. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2007.03.020>
- Ato, M., López, J. J., & Benavente, A. (2013). Un sistema de clasificación de los diseños de investigación en psicología. *Anales de Psicología*, 29(3), 1038-1059. <https://doi.org/10.6018/analesps.29.3.178511>
- Aydin, K. B. (2009). Automatic thoughts as predictors of Turkish university students' state anxiety. *Social Behavior and Personality: An International Journal*, 37(8), 1065-1072. <https://doi.org/10.2224/sbp.2009.37.8.1065>
- Beck, A. T., Rush, J. A., Shaw, B. F., & Emery, G. (1979). *Cognitive therapy of depression*. The Guilford Press.
- Bologna, E. (2011). Tendencias en el análisis estadístico: Límites de la inferencia frecuencial y posibilidades del enfoque bayesiano. *Revista Evaluar*, 11(1). <https://doi.org/10.35670/1667-4545.v11.n1.2842>
- Cai, L., Chung, S. W., & Lee, T. (2021). Incremental model fit assessment in the case of categorical data: Tucker-Lewis index for item response theory modeling. *Prevention Science*. <https://doi.org/10.1007/s11121-021-01253-4>
- Calderón-De la Cruz, G., Lozano Chávez, F., Cantuarias Carthy, A., & Ibarra Carlos, L. (2018). Validación de la Escala Satisfacción con la Vida en trabajadores peruanos. *Liberabit: Revista Peruana de Psicología*, 24(2), 249-264. <https://doi.org/10.24265/liberabit.2018.v24n2.06>
- Cano-García, F. J., & Rodríguez-Franco, L. (2002). Evaluación del lenguaje interno ansiógeno y depresógeno en la experiencia de dolor crónico. *Apuntes de Psicología*, 20(3), 329-346. <http://hdl.handle.net/11441/51034>
- Caycho-Rodríguez, T., García Cadena, C. H., Reyes-Bossio, M., Cabrera-Orosco, I., Oblitas Guadalupe, L. A., & Arias Gallegos, W. L. (2019). Evidencias psicométricas de una versión breve de la Mindful Awareness Attention Scale en estudiantes universitarios. *Revista Argentina de Ciencias del Comportamiento*, 11(3), 19-32. <https://doi.org/10.32348/1852.4206.v11.n3.24870>
- Chang, K.-H., Lu, F. J. H., Chyi, T., Hsu, Y.-W., Chan, S.-W., & Wang, E. T. W. (2017). Examining the stress-burnout relationship: the mediating role of negative thoughts. *PeerJ*, 5, e4181. <https://doi.org/10.7717/peerj.4181>
- Cohen, J. (1988). *Statistical Power Analysis for the Behavioral Sciences*. Lawrence Erlbaum Associates. <http://utstat.toronto.edu/~brunner/oldclass/378f16/readings/CohenPower.pdf>

- Deardorff, P. A., Hopkins, L. R., & Finch, A. J. (1984). Automatic Thoughts Questionnaire: A Reliability and Validity Study. *Psychological Reports, 55*(3), 708-710. <https://doi.org/10.2466/pr0.1984.55.3.708>
- Dominguez-Lara, S. A. (2018). Propuesta de puntos de corte para cargas factoriales: una perspectiva de fiabilidad de constructo. *Enfermería Clínica, 28*(6), 401-402. <https://doi.org/10.1016/j.enfcli.2018.06.002>
- Estévez, A. M., & Calvete, E. (2009). Mediación a través de pensamientos automáticos de la relación entre esquemas y síntomas de depresión. *Anales de Psicología, 25*(1), 27-35. <https://revistas.um.es/analesps/article/view/71461>
- Fernández-Sogorb, A., Freire-Andino, R. O., Aparicio-Flores, M. del P., & García-Fernández, J. M. (2021). Interpersonal difficulties in heterosexual relationships and perfectionist automatic thoughts in Ecuadorian university students. *European Journal of Health Research, 1*-12. <https://doi.org/10.32457/ejhr.v7i1.1389>
- Furlan, L., Pérez, E., Moyano, M., & Cassady, J. (2010). Propiedades psicométricas y estandarización de la Escala de Ansiedad Cognitiva frente a los Exámenes a la población universitaria argentina. *Revista Evaluar, 10*(1). <https://doi.org/10.35670/1667-4545.v10.n1.457>
- George, D., & Mallery, P. (2020). *IBM SPSS Statistics 26: Step by Step. A Simple Guide and Reference* (6<sup>th</sup> ed.). Taylor & Francis.
- Ghassemzadeh, H., Mojtabei, R., Karamghadiri, N., & Ebrahimkhani, N. (2006). Psychometric properties of a persian-language version of the automatic thoughts questionnaire: ATQ-Persian. *International Journal of Social Psychiatry, 52*(2), 127-137. <https://doi.org/10.1177/0020764006062095>
- Green, S. B., & Yang, Y. (2009). Reliability of summed item scores using structural equation modeling: An alternative to coefficient alpha. *Psychometrika, 74*(1), 155-167. <https://doi.org/10.1007/s11336-008-9099-3>
- Hambleton, R. K., van der Linden, W. J., & Wells, C. S. (2010). IRT modes for the analysis of polytomously scored data: Brief and selected history of model building advances. In M. L. Nering & R. Ostini (Eds.), *Handbook of Polytomous Item Response Models* (pp. 21-42). Routledge.
- Hiçdurmaz, D., İnci, F., & Karahan, S. (2017). Predictors of mental health symptoms, automatic thoughts, and self-esteem among university students. *Psychological Reports, 120*(4), 650-669. <https://doi.org/10.1177/0033294117707945>
- Hollon, S. D., & Kendall, P. C. (1980). Cognitive self-statements in depression: Development of an automatic thoughts questionnaire. *Cognitive Therapy and Research, 4*(4), 383-395. <https://doi.org/10.1007/BF01178214>
- Hu, L., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal, 6*(1), 1-55. <https://doi.org/10.1080/10705519909540118>
- Ibáñez-Tarín, C., & Manzanera-Escartí, R. (2012). Técnicas cognitivo-conductuales de fácil aplicación en atención primaria (I). *SEMERGEN - Medicina de Familia, 38*(6), 377-387. <https://doi.org/10.1016/j.semerg.2011.07.019>
- Lara-Machado, J. R., & Lara-Barros, B. P. (2022). Ansiedad dental y pensamientos automáticos en pacientes odontológicos de la Cruz Roja, provincia de Tungurahua. *CienciaAmérica, 11*(1), 43-55. <https://doi.org/10.33210/ca.v11i1.379>
- Lichtenstein, M. B., Dervisevic, A., Eg, J., Wilson, R., & Wesselhoeft, R. (2019). A psychometric evaluation of the automatic thoughts questionnaire in Danish adolescents and emerging adults. *Nordic Psychology, 71*(4), 262-275. <https://doi.org/10.1080/19012276.2019.1604252>
- Maydeu-Olivares, A. (2013). Goodness-of-Fit Assessment of Item Response Theory Models. *Measurement: Interdisciplinary Research & Perspective, 11*(3), 71-101. <https://doi.org/10.1080/15366367.2013.831680>
- Netemeyer, R. G., Williamson, D. A., Burton, S., Biswas, D., Jindal, S., Landreth, S., Mills, G., & Primeaux,

- S. (2002). Psychometric Properties of Shortened Versions of the Automatic Thoughts Questionnaire. *Educational and Psychological Measurement*, 62(1), 111-129. <https://doi.org/10.1177/0013164402062001008>
- Oei, T., & Mukhtar, F. (2008). Exploratory and confirmatory factor validation and psychometric properties of the automatic thoughts questionnaire for Malays (ATQ-Malay) in Malaysia. *Hong Kong Journal of Psychiatry*, 18(3), 92-100. <https://espace.library.uq.edu.au/view/UQ:175738>
- Pan, J.-Y., Ye, S., & Ng, P. (2016). Validation of the Automatic Thoughts Questionnaire (ATQ) Among Mainland Chinese Students in Hong Kong. *Journal of Clinical Psychology*, 72(1), 38-48. <https://doi.org/10.1002/jclp.22193>
- Park, S. H., Song, Y. J. C., Demetriou, E. A., Pepper, K. L., Thomas, E. E., Hickie, I. B., & Guastella, A. J. (2020). Validation of the 21-item Depression, Anxiety, and Stress Scales (DASS-21) in individuals with autism spectrum disorder. *Psychiatry Research*, 291, 113300. <https://doi.org/10.1016/j.psychres.2020.113300>
- Pirbaglou, M., Cribbie, R., Irvine, J., Radhu, N., Vora, K., & Ritvo, P. (2013). Perfectionism, anxiety, and depressive distress: Evidence for the mediating role of negative automatic thoughts and anxiety sensitivity. *Journal of American College Health*, 61(8), 477-483. <https://doi.org/10.1080/07448481.2013.833932>
- R Core Team. (2021). *R: A language and environment for statistical computing (Version 4.2.2) [Computer software]*. R Foundation for Statistical Computing. <https://www.R-project.org>
- Ruiz, F. J., & Odriozola-González, P. (2016). The role of psychological inflexibility in Beck's cognitive model of depression. *Anales de Psicología*, 32(2), 441. <https://doi.org/10.6018/analeps.32.2.214551>
- Ruiz, F. J., Segura-Vargas, M. A., Odriozola-González, P., & Suárez-Falcón, J. C. (2020). Psychometric properties of the Automatic Thoughts Questionnaire-8 in two Spanish nonclinical samples. *PeerJ*, 8, e9747. <https://doi.org/10.7717/peerj.9747>
- Ruiz, F. J., Suárez-Falcón, J. C., & Riaño-Hernández, D. (2017). Validity Evidence of the Spanish Version of the Automatic Thoughts Questionnaire-8 in Colombia. *The Spanish Journal of Psychology*, 20, E12. <https://doi.org/10.1017/sjp.2017.7>
- Sancho, P., Caycho-Rodríguez, T., Ventura-León, J., Tomás, J. M., & Reyes-Bossio, M. (2019). Does the Spanish version of the SWLS measure the same in Spain and Peru? *Revista Española de Geriatria y Gerontología*, 54(6), 329-333. <https://doi.org/10.1016/j.regg.2019.04.003>
- Schumacker, R. E., & Lomax, R. G. (2016). *A Beginner's Guide to Structural Equation Modeling* (4<sup>th</sup> ed.). Routledge.
- Secundino-Guadarrama, G., Veytia-López, M., Guadarrama-Guadarrama, R., & Míguez, M. C. (2021). Depressive symptoms and automatic negative thoughts as predictors of suicidal ideation in Mexican adolescents. *Salud Mental*, 44(1), 3-10. <https://doi.org/10.17711/SM.0185-3325.2021.002>
- Valencia, P. D. (2019). Las Escalas de Depresión, Ansiedad y Estrés (DASS-21): ¿Miden algo más que un factor general? *Avances en Psicología*, 27(2), 177-189. <https://doi.org/10.33539/avpsicol.2019.v27n2.1796>
- Vandenberg, R. J., & Lance, C. E. (2000). A Review and Synthesis of the Measurement Invariance Literature: Suggestions, Practices, and Recommendations for Organizational Research. *Organizational Research Methods*, 3(1), 4-70. <https://doi.org/10.1177/109442810031002>
- Zettle, R. D., Webster, B. K., Gird, S. R., Wagener, A. L., & Burdsal, C. A. (2013). Factor Structure of the Automatic Thoughts Questionnaire in a clinical sample. *International Journal of Cognitive Therapy*, 6(3), 280-291. <https://doi.org/10.1521/ijct.2013.6.3.280>

## Construcción y validación del Cuestionario de Acoso y Ciberacoso Escolar (CACE) mediante juicio de expertos

### Construction and Validation of the School Bullying and Cyberbullying Questionnaire (CACE) through Expert Judgment

Cristián David Expósito \*<sup>1</sup>, Roxana Graciela Marsollier<sup>2</sup>,  
Hilda Difabio de Anglat<sup>1</sup>, Alejandro Castro-Santander<sup>3</sup>

1 - Centro de Investigaciones Cuyo – CONICET, Mendoza, Argentina.

2 - CONICET – Universidad Nacional de Cuyo, Mendoza, Argentina.

3 - Observatorio de la Convivencia Escolar – Universidad Católica de Cuyo, Mendoza, Argentina.

Desarrollo  
Metodología  
Resultados  
Discusión  
Referencias  
Anexo

Recibido: 06/02/2023 Revisado: 10/02/2023 Aceptado: 13/02/2023

#### Resumen

El objetivo del presente artículo es validar los ítems de una prueba psicométrica sobre acoso y ciberacoso a través de la constitución de un tribunal de expertos. Se utilizó una metodología mixta con predominancia cuantitativa basada en la demostración de cuatro criterios teóricos, es decir, suficiencia, claridad, coherencia y relevancia, para cada uno de los ítems. Para el análisis cuantitativo, se trabajó con el modelo de Hyrkäs et al. (2003), los estadísticos de Friedman, la W de Kendall y la V de Aiken. El análisis cualitativo se desarrolló siguiendo la metodología de la Teoría Fundamentada de Strauss y Corbin (2016). Los resultados evidencian óptimos niveles de calidad en el dominio específico de la variable medida y evaluada. En consecuencia, indican que el instrumento sometido a evaluación de jueces expertos presenta indicadores psicométricos coherentes y adecuados en relación con las variables que pretende indagar.

**Palabras clave:** validación de instrumento, juicio de expertos, bullying, cyberbullying, validez y confiabilidad, metodología de investigación, educación secundaria

#### Abstract

The objective of this article is to validate the items of a psychometric test on bullying and cyberbullying through the constitution of an expert panel. A mixed methodology with quantitative predominance was used based on the demonstration of four theoretical criteria (sufficiency, clarity, coherence and relevance) for each of the items. For the quantitative analysis, we worked with the model of Hyrkäs et al. (2003), Friedman's statistics, Kendall's W and Aiken's V. The qualitative analysis was developed following the methodology of Strauss and Corbin's Grounded Theory (2016). The results show optimal levels of quality in the specific domain of the variable measured and evaluated. Consequently, they indicate that the instrument submitted for evaluation by a panel of experts presents coherent and adequate psychometric indicators in relation to the variables it intends to investigate.

**Keywords:** instrument validation, expert panel, bullying, cyberbullying, validity and reliability, research methodology, middle education

\*Correspondencia a: Cristián David Expósito. Primitivo de la Reta 522, Dpto K, Mendoza, Argentina. Tel: 54 (0261) 429-2563. E-mail: [cdexposito@uncu.edu.ar](mailto:cdexposito@uncu.edu.ar)

Nota de autores: El presente artículo se enmarca en el Proyecto de Investigación Plurianual N° 2419 – CONICET.

Cómo citar este artículo: Expósito, C. D., Marsollier, R. G., Difabio de Anglat, H., & Castro-Santander, A. (2023). Construcción y validación del Cuestionario de Acoso y Ciberacoso Escolar (CACE) mediante juicio de expertos. *Revista Evaluar*, 23(1), 61-79. Recuperado de <https://revistas.unc.edu.ar/index.php/revaluar>

Participaron en la edición de este artículo: Abigail Pérez, Ma. Eugenia Maiorana, Eugenia Barrionuevo, Pablo Carpintero, Agustina Mangieri, Florencia Ruiz, Mónica Serppe, Jorge Bruera.

## Desarrollo

Los reportes de la Organización de las Naciones Unidas para la Educación, la Ciencia y la Cultura (UNESCO, 2019) dejan en evidencia que casi un tercio de los chicos del planeta en edad escolar sufren de algún tipo de abuso relacionado con el acoso dentro de las instituciones educativas. Esta situación tiene un impacto negativo en el rendimiento académico y en la salud mental de las víctimas; a su vez, aumenta la ideación suicida y el riesgo de cometer suicidio (Cunha et al., 2023). Es inminente poner fin a esta situación de violencia si se pretende alcanzar los Objetivos de Desarrollo Sostenible para así garantizar una educación inclusiva, equitativa y de calidad con el fin de promover sociedades pacíficas e integradoras (Comisión Económica para América Latina [CEPAL], 2019).

Desde una perspectiva académica, se considera necesario contar con instrumentos e insumos científicos adecuados que sean lo más precisos posibles para abordar esta problemática en nuestros entornos regionales (Fernández et al., 2010). Por otra parte, la construcción de escalas contextualizadas surge ante la necesidad de contar con instrumentos ajustados a la realidad cultural y social que se espera conocer, como por ejemplo, la convivencia escolar (Ascorra-Costa et al., 2020).

Sin lugar a dudas, con el crecimiento exponencial de las tecnologías acaecido a lo largo de este último medio siglo, se ha generado una revolución en el campo de las ciencias. Tal es así que la información es la materia prima para el desarrollo social en la actualidad (Belloch, 2012) y es también el principal insumo de las ciencias en la generación del conocimiento (Pérez & Dressler, 2007). Sin embargo, este importante desarrollo tecnológico, que genera un gran impacto en la distribución de la información en el mundo, no siempre está acompañado de buenas intenciones.

Cada vez se complejiza más la tarea de discernir la información verdadera de la falsa y el uso que se hace de la misma de manera mediática y política a través de *fake news* masivos (Parra-Valero & Oliveira, 2018). Esta vorágine de la posverdad crea una atmósfera social nociva debido a que solo promueve desinformación (Novalbos, 1998).

La ciencia se caracteriza por seguir un protocolo denominado «método científico» que garantiza evidenciar un conocimiento nuevo (Otzen et al., 2017) y, de esta manera, evitar el error dentro de sus propios parámetros (Artigas, 1992). Es por esta razón que cuando el investigador se enfrenta a una determinada situación empírica, la tarea de identificar y conceptualizar dicha problemática en términos científicos (es decir, variables) implica un gran esfuerzo y una importante responsabilidad (Pies & Koslowski, 2011). Una vez que estas variables se logran definir y se pueden identificar los indicadores más adecuados para estudiarlas, surge la duda sobre qué tan confiable sería esta intervención. Este temor se basa en la posible incongruencia que pueda darse entre el dato obtenido mediante la aplicación del instrumento y la realidad en su propia complejidad. El instrumento debe brindar información conceptual y empírica de calidad (Matheus-Marín et al., 2017).

Existe una preocupación en el mundo erudito de las ciencias sociales por evidenciar un respaldo en el impacto de la validez de los resultados de las investigaciones (Hanney et al., 2017; Poppy, 2015; Solans-Domènech et al., 2019). Una de las alternativas más efectivas para demostrar la validación de una propuesta de investigación es el trabajo con jueces expertos (Cabero-Almenara et al., 2020). Desde el punto de vista científico, esta metodología se considera como una herramienta que brinda pertinencia y viabilidad a la propuesta de investigación (Pérez-Iribar et al., 2017). En este sentido, la consulta a un equipo de jueces expertos es un método heurístico con un importante

rigor científico, ya que su objetivo es alcanzar cierto nivel de consenso en cuestiones propias a su experticia, partiendo de aproximaciones cualitativas (González-Viera et al., 2018).

Por ello, el objetivo principal propuesto en este escrito es validar los ítems que conformarán una prueba psicométrica sobre *bullying* y *ciberbullying* a través de la constitución de un tribunal de expertos (Escobar-Pérez & Cuervo-Martínez, 2008).

## Metodología

### Diseño

La metodología utilizada es de carácter mixta con predominancia cuantitativa, con el objetivo de validar el contenido de un instrumento psicométrico mediante el análisis de un juicio de expertos. La validación de contenido implica identificar la coherencia que existe entre el ítem y la variable que pretende medir (Cohen & Swerdlik, 2001); es decir, el grado en que los reactivos que conforman el instrumento son “una muestra representativa del dominio del contenido que se mide” (Escrura-Mayaute, 1988, p. 105). El proceso de validación que se emplea es a través del juicio de expertos, que Escobar-Pérez y Cuervo-Martínez (2008) definen como “una opinión informada de personas con trayectoria en el tema, que son reconocidas por otros como expertos cualificados en este y que pueden dar información, evidencia, juicios y valoraciones” (p. 29).

### Instrumento

Se diseñó una herramienta para medir los niveles de *bullying* y *ciberbullying* en escuelas de nivel medio denominado Cuestionario de Acoso y Ciberacoso Escolar (CACE). Este instrumento

estaba compuesto, en un primer momento, de 55 ítems y tenía por objeto medir ocho variables contenidas en tres niveles o dimensiones.

**Dimensión 1: Tipos de violencia.** Remite a la identificación de las diferentes formas que pueden adoptar las expresiones de acoso escolar (Ayala-Carrillo, 2015; Bacchini et al., 2014; Benish-Weisman et al., 2022).

a. *Violencia física:* es el acto de provocar un perjuicio intencionado a un compañero haciendo uso de la fuerza física de forma directa (golpeándolo, pateándolo, etc.) e indirecta (dañando o escondiendo pertenencias ajenas). Esta acción se vuelve indicador de *bullying* si se ocasiona de manera reiterada y repetitiva contra una víctima (Álvarez et al., 2006; Arellano, 2007; Olivera-Carhuaz & Yupanqui-Lorenzo, 2020).

b. *Violencia verbal:* es un acto agresivo mediante el uso de palabras o gestos con el fin de burlarse de un compañero u ofenderlo, siempre de manera intencional y reiterada en el tiempo. Este tipo de violencia puede caracterizarse por ser presencial, es decir, cara a cara, o de modo virtual, a través de las redes (Arias-Sandoval, 2009; Nieto et al., 2018; Oliva-Zárate, 2013).

c. *Violencia relacional:* este tipo de ofensa se caracteriza por producirse a nivel social entre estudiantes. Generalmente, el o los agresores pretenden extorsionar o excluir a un compañero de un equipo de trabajo o grupo social. Por otro lado, también se asocia a perjuicios en las relaciones con pares de modo permanente (Romero-Abrio et al., 2018; Ortega-Barón et al., 2017).

**Dimensión 2: Modalidades de acoso.** Esta dimensión se focaliza en el propio contexto donde se produce el acto violento y permite discriminar si esta provocación es presencial o virtual.

a. *Bullying* o acoso presencial: es el típico caso de violencia escolar, sea esta física, verbal o relacional de tipo directo, que tiene lugar en el predio de la institución educativa y alrededores

(Castro-Santander, 2017; García-Montañez & Amaury-Ascensio-Martínez, 2015).

b. *Cyberbullying* o acoso virtual: este tipo de ataque es el que se lleva a cabo mediante el uso de redes digitales e internet, y tiene por objeto provocar a la víctima de manera verbal (escrita, gestual o extorsiva) y/o relacional (directa o indirecta), de manera deliberada y casi permanente (Castro-Santander, 2013; Gasso et al., 2018).

**Dimensión 3: Configuración de roles.** Pretende identificar y caracterizar los diferentes papeles que asumen los estudiantes en determinadas situaciones de acoso escolar entre pares (Castro-Santander, 2007). En esta dimensión se pueden evidenciar tres roles bien definidos:

a. Víctima: es el estudiante que sufre el acto violento, ya sea este físico, verbal o relacional y que se produzca de manera presencial o virtual (Carrillo-Izquierdo, 2021; Martínez-Torres et al., 2014).

b. Acosador: es el agente activo que permanentemente está perturbando a su víctima de manera física, verbal o social (Puértolas-Jiménez & Montiel-Juan, 2017; Tejada et al., 2021).

c. Testigo: es el sujeto que reconoce u observa la escena de *bullying* entre compañeros como espectador pasivo o activo (Carola-Pérez et al., 2013; Ubieto-Pardo, 2021).

### *Participantes*

En el juicio de expertos participaron diez profesionales eméritos en sus áreas de investigación específicas con formación académica de posgrado y que pertenecían a cinco países de Latinoamérica (cinco de Argentina, uno de Chile, uno de Perú, uno de México y uno de Uruguay). Se tomó en consideración para su selección los principios propuestos por Skjong y Wentworth (2000) de contar con experiencia en esta tarea,

buena predisposición y tiempo, experticia reconocida públicamente y objetividad profesional. Además, se tuvo en cuenta la cantidad de publicaciones en las áreas que se les solicitaba evaluar (McGartland et al., 2003).

Para la selección del número se tomó como antecedente el trabajo de Hyrkäs et al. (2003), quienes manifiestan que diez jueces pueden ofrecer una correcta y confiable evaluación de un instrumento psicométrico.

### *Guía de evaluación*

Para que el instrumento fuera sometido a una evaluación rigurosa y congruente, se confeccionó una guía de evaluación compuesta de cinco pasos:

1. Presentación: en este apartado se le brinda a cada juez una breve introducción del instrumento y se le solicitan sus datos personales e institución de filiación. Además, se les informa sobre los objetivos de la evaluación, las peculiaridades más relevantes del instrumento y las características de la población a la que está dirigido.

2. Matriz de variables: considerando que el instrumento tiene una perspectiva multidimensional y, además, propone variables complejas, se elaboró un cuadro de doble entrada donde se discriminan los tres niveles o dimensiones del estudio y las variables y los indicadores identificados para la medición. Cada uno de estos elementos estuvo acompañado por una breve descripción y conceptualización para ayudar en el posterior análisis de los ítems del test (Escobar-Pérez & Cuervo-Martínez, 2008).

3. Instrumento: en esta etapa se presenta el instrumento completo, con su consigna de trabajo, indicadores o ítems y la referencia de la escala Likert de frecuencia con cinco opciones: (0 = *Nunca*, 1 = *Pocas veces al año*, 2 = *Algunas*

veces al mes, 3 = *Algunas veces a la semana*, 4 = *Todos los días*) (Sullivan & Artino, 2013).

4. Criterios de evaluación: a partir de este punto, se sigue el modelo propuesto por Escobar-Pérez y Cuervo-Martínez (2008), el cual analiza cuatro categorías intrínsecas del test (suficiencia, claridad, coherencia y relevancia) mediante una escala Likert de cuatro niveles (1 = *No cumple con el criterio*, 2 = *Bajo Nivel*, 3 = *Moderado nivel*, y 4 = *Alto nivel*). A su vez, como un elemento relevante para la unificación de criterios entre los jueces, se suma una breve explicación de cada una de las categorías a considerar y una definición de lo que significa cada uno de los niveles propuestos en la escala Likert.

5. Planilla de evaluación: este es el recurso más relevante de la evaluación, ya que está diseñado como herramienta de recolección de datos mixtos provistos por cada juez. En esta plantilla, los expertos vuelcan sus apreciaciones (siguiendo la escala Likert propuesta) sobre cada uno de los ítems del test y, además, se les solicita que proporcionen una observación o valoración cualitativa de los mismos. Una vez completada esta planilla, se le propone a cada evaluador que brinde una reflexión personal sobre todo el instrumento evaluado.

### *Procesamiento*

Los datos obtenidos a partir de la evaluación por juicio de experto son de carácter cuantitativo y cualitativo, razón por la cual se prevé viabilizar una triangulación. Se comienza con el procesamiento descriptivo que proponen Hyrkäs et al. (2003), quienes sostienen que si el 80% de los expertos está de acuerdo en que un ítem es válido, puede incorporarse al instrumento. Posteriormente, se calcula el coeficiente de Friedman y Kendall para cada una de las cate-

gorías propuestas por Escobar-Pérez y Cuervo-Martínez (2008) en relación con las variables medidas por el CACE. Para finalizar el análisis cuantitativo, se aplica el estadístico  $V$  de Aiken con el objetivo de corroborar el coeficiente de validez del contenido (Penfield & Giacobbi, 2004).

A su vez, se efectúa un análisis cualitativo de las observaciones volcadas por los jueces en la planilla suministrada. Dicha información se analiza conjuntamente con los datos cuantitativos en cada ítem (Ibarra-Piza et al., 2018). Los criterios para la valoración cualitativa también están enfocados en la claridad del ítem, su redacción, redundancia y coherencia con la variable que pretende medir. La metodología que se emplea para este análisis está basada en la *Grounded Theory* (Teoría Fundamentada) de Strauss y Corbin (2016).

## **Resultados**

### *Análisis descriptivo*

Tras los resultados obtenidos del panel de expertos, en primer lugar, se llevó a cabo un análisis descriptivo. En este caso, se promediaron los puntajes otorgados a cada ítem en particular en una escala de 1 a 4 puntos que evalúa suficiencia, claridad, coherencia y relevancia (Escobar-Pérez & Cuervo-Martínez, 2008). En términos generales, los puntajes otorgados por los jueces son aceptables para la mayoría de los ítems. La valoración más baja corresponde a los ítems 45 (2.70), 28 (2.75), 47 (2.87), 10 (2.90), 12 (2.90), 24 (2.95) e ítem 46 (2.98); mientras que los ítems 25, 32, 36, 40 y 42 obtuvieron un puntaje perfecto (4.00).

Siguiendo el modelo de Hyrkäs et al. (2003), se analiza la puntuación que cada juez otorga a cada ítem en suficiencia, claridad, coherencia y relevancia con el objetivo de identificar cuáles ítems pueden ser descartados. El planteo requiere que el

**Tabla 1**  
Puntajes promedio por ítem.

Ítem	Juez 1	Juez 2	Juez 3	Juez 4	Juez 5	Juez 6	Juez 7	Juez 8	Juez 9	Juez 10	%
Ítem 08	3	3.25	3.50	3.50	3.25	3.25	2.50	3.25	3.50	3.25	90 %
Ítem 10	3	2.75	3.50	3	3	3.75	3	2.25	2.25	2.50	60 %
Ítem 12	2.25	3.50	3	3	3.25	4	2	2.75	2.50	2.75	50 %
Ítem 13	2.50	3.25	3.25	3.25	3.25	3.50	3	3	3.25	3.25	90 %
Ítem 23	3.50	3.75	3.25	3.50	3.75	3.50	2.50	2.75	3.25	3	80 %
Ítem 24	3	3.25	3.50	3.50	3	3.25	2	1.75	3.25	3.25	80 %
Ítem 28	2.75	2.50	3.25	3.25	3	3.25	2	3	2.25	2.25	50 %
Ítem 41	4	4	4	4	4	4	4	4	2.50	2.25	80 %
Ítem 44	3	3	3	3	3	2.75	2.75	2.50	3.25	3	70 %
Ítem 45	2.50	2.75	2.50	3	2.50	2.75	2.50	2.50	3	3	30 %
Ítem 46	3.25	3.25	3	3	3	3.25	2	3	3.25	3.50	90 %
Ítem 47	2.75	3	3	3	3	3	2	2.75	3	3.25	70 %
Ítem 50	3.50	3	3.25	3.25	2.75	3.50	1.75	3.25	3	3.50	80 %
Ítem 51	2	2.75	3.50	3	3.50	3.50	1.25	3.25	3	3.75	70 %
Ítem 52	3.50	3	3.50	3.50	3.50	3.50	2.75	2.75	3.50	3.50	80 %
Ítem 53	3	3.25	3	3	2.75	3.50	2.50	3.50	3	3.25	80 %
Ítem 55	2.50	3	3.25	3.50	3.25	3.50	3	3	3.25	3.25	90 %

80% de los evaluadores considere válido el ítem mediante la asignación de un puntaje promedio superior o igual a 3 puntos (Válido  $\geq 3$ ).

En orden a la brevedad, solo se consignan en la Tabla 1 los 17 ítems que recibieron al menos una puntuación inferior a 3 de parte de alguno de los jueces.

De estos 17 ítems consignados en la Tabla 1, podemos observar que siete de ellos (ítems 10, 12, 28, 44, 45, 47 y 51) no cumplen con los criterios propuestos para su validación, ya que el 20% o más de los jueces asignaron puntuaciones por debajo de 3. Se considera que esta valoración es insuficiente debido a que muchos ítems con puntajes promedio por encima de 3 presentan dificultades serias en algunos de los criterios evaluados. Es por esta razón que se efectúa una lectura en mayor profundidad mediante el análisis cualitativo de estos 17 ítems. Cabe destacar que son los ítems que obtuvieron menor puntuación promedio en general.

### *Análisis cualitativo*

Con el objetivo de comprender los motivos por los cuales los jueces puntuaron estos 17 ítems con valores inferiores, se realizó una lectura cualitativa de las observaciones para etiquetar, codificar (de manera abierta, axial y selectiva) y categorizar las opiniones (Soneira, 2006; Vasilachis de Gialdino, 2006), siguiendo la metodología de la Teoría Fundamentada (Strauss & Corbin, 2016).

Mediante este análisis se pudo identificar un total de 47 falencias viables de ser categorizadas y señaladas por los diez jueces. Como consecuencia, surgieron tres posibles categorías explicativas, a saber, 1) Inaceptable, 2) Redundante y 3) Modificable. Las categorías 1 y 2 implican la eliminación del ítem, mientras que la categoría 3 demanda reformulación en la redacción. A continuación, se presentan algunos ejemplos sobre estas opiniones:

**Tabla 2**

Dictamen en relación con la categorización de cada ítem en conflicto, el puntaje promedio y el porcentaje de aceptación.

Ítem	Categorías	Puntaje Promedio	% de aceptación	Dictamen
Ítem 08	Modificable	3.23	90 %	Ajustar sintaxis
Ítem 10	Inaceptable	2.90	60 %	Eliminar
Ítem 12	Inaceptable	2.90	50 %	Eliminar
Ítem 13	Modificable	3.08	90 %	Ajustar sintaxis
Ítem 23	Modificable	3.28	80 %	Ajustar sintaxis
Ítem 24	Redundante con ítem 23	2.95	80 %	Eliminar
Ítem 28	Inaceptable	2.75	50 %	Eliminar
Ítem 41	Redundante con ítem 42	3.68	80 %	Eliminar
Ítem 44	Redundante con ítem 34	3.15	70 %	Eliminar
Ítem 45	Inaceptable	2.70	30 %	Eliminar
Ítem 46	Redundante con ítem 43	2.98	90 %	Eliminar
Ítem 47	Redundante con ítem 42	2.88	70 %	Eliminar
Ítem 50	Modificable	3.05	80 %	Ajustar sintaxis
Ítem 51	Inaceptable	2.93	70 %	Eliminar
Ítem 52	Modificable	3.30	80 %	Ajustar sintaxis
Ítem 53	Redundante con ítem 46	3.08	80 %	Eliminar
Ítem 55	Modificable	3.15	90 %	Ajustar sintaxis

- “Podría ser claro en que se trata de golpear/trompadas como un acto de *bullying*. Es muy relevante el ítem, pero con esa reconfiguración. Otra opción es eliminarlo, ya que el ítem 11 incluye «(...) pegándole a otros chicos»”. (Juez 1 en referencia al ítem 10).

- “Muchas veces no es con palabras groseras. Puede darse con adjetivos que molestan, y son aplicados por la molestia que muestra el acosado y no por preferencia del acosador, ni por el significado del término usado. Otras veces el insulto se aplica a través de tonos de voz, sonidos, gestos, etc.”. (Juez 2 en referencia al ítem 13).

- “Es reiterativo con el ítem 34; podrían integrarse”. (Juez 8 en referencia al ítem 44).

- “Creo que sería mejor utilizar la conjugación «ridiculizan» en vez de «ridiculicen»”. (Juez 6 en referencia al ítem 55).

En la Tabla 2 se presentan las opiniones de los jueces categorizadas para los 17 ítems en conflicto junto con el puntaje promedio obtenido en el

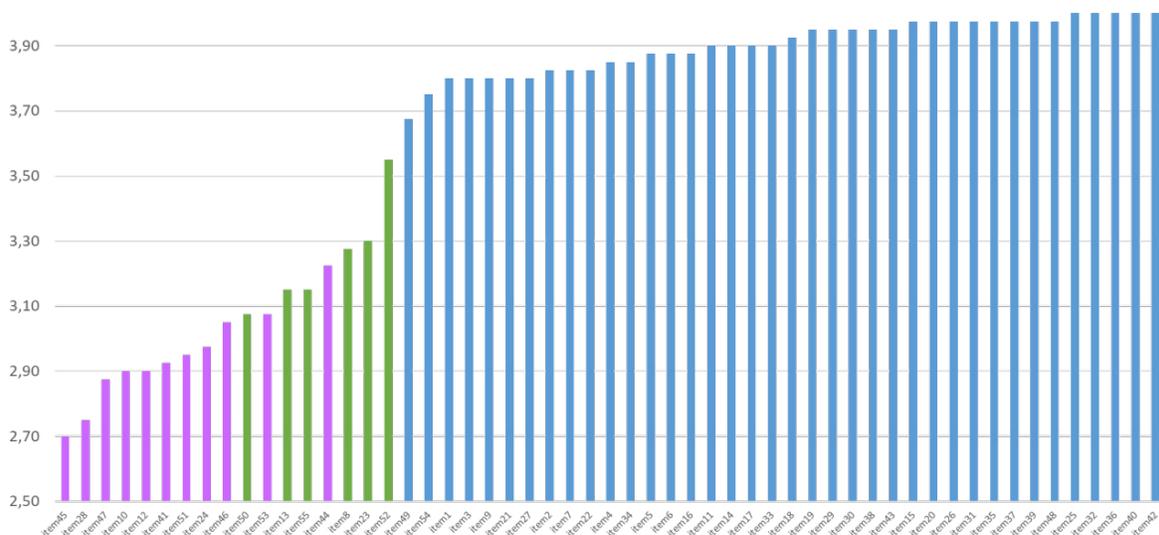
análisis descriptivo y el porcentaje de jueces que aceptaron el ítem.

Según la lectura de las opiniones de los jueces con relación a estos ítems analizados y el puntaje promedio asignado, se puede considerar la eliminación de 11 ítems (10, 12, 24, 28, 41, 44, 45, 46, 48, 51 y 53) y la reformulación de los seis ítems restantes (08, 13, 23, 50, 52, y 55).

En consecuencia, la distribución de ítems quedaría conformada de la siguiente manera según la puntuación promedio otorgada por los jueces:

En la Figura 1 se puede observar en color rosado los 11 ítems sometidos a eliminación; en verde, aquellos ítems que se recomendó modificar; y en azul, los que se pueden mantener tal cual están presentados.

Con base en esta información, se analizan todas las puntuaciones de cada ítem mediante los estadísticos de Friedman y Kendall (Escobar-Pérez & Cuervo-Martínez, 2008).



**Figura 1**

Puntajes promedio otorgados por los jueces a cada ítem.

### *Coefficiente de Friedman y Kendall*

El análisis de validez de contenido es un proceso multimetódico que demanda un aporte cuantitativo y cualitativo de forma simultánea (Ibarra-Piza et al., 2018). Cabe destacar que este tipo de estadístico (Friedman y Kendall) es pertinente, ya que la prueba de Kolmogorov-Smirnov establece que no existe una distribución normal en la muestra ( $p < .05$ ) (Berger & Zhou, 2014).

Las pruebas de Friedman y Kendall se utilizan para determinar la concordancia entre las respuestas de los jueces (Granato et al., 2014; Lugo & Ferrer, 2019). El estadístico de Friedman permite rechazar la hipótesis que plantea la inexistencia de diferencias significativas entre medianas de las distribuciones de probabilidad de las variables asociadas a cada ítem si el  $p$  valor es menor a .05. De esta manera se pone en evidencia que cada ítem del test aporta información relevante para la variable que pretende medir (Baena-González et al., 2021). La  $W$  de Kendall suma la fuerza de concordancia entre los jueces, la cual aumenta cuando se acerca a 1 (Escobar-Pérez & Cuervo-Martínez, 2008).

Con base en el modelo de Escobar-Pérez y Cuervo-Martínez (2008), se analizan los valores aportados por los jueces (entre 1 y 4) en relación con los criterios de claridad, suficiencia, coherencia y relevancia para los 17 ítems en conflicto.

El resultado obtenido mediante el estadístico de Friedman para los ítems en conflicto indica que existen niveles significativos de acuerdo entre los jueces, excepto para los reactivos 24 y 41, cuyos  $p$  valores están por encima de .05.

Con respecto al nivel de concordancia entre los jueces obtenido mediante el estadístico de Kendall (Dorantes-Nova et al., 2016), el nivel más elevado se presenta para el ítem 53 ( $W = .903$ ) y los más bajos corresponden a los ítems 24 ( $W = .058$ ) y 41 ( $W = .171$ ). Sin embargo, es necesario tener en cuenta que estos ítems (24 y 41) fueron cuestionados por redundancia con otros reactivos; por esta razón se mantiene la sentencia de eliminación (Ver Tabla 3).

A partir de los tres análisis presentados, se toma la decisión de eliminar los 11 ítems cuestionados. Para asegurar la claridad, suficiencia, coherencia y relevancia se someten los ítems restantes a la prueba  $V$  de Aiken.

**Tabla 3**

Dictamen en relación con la concordancia de cada ítem en conflicto (Friedman y Kendall).

Ítem	$\chi^2$	<i>p</i> valor (Friedman)	W de Kendall	Categoría	Dictamen
Ítem 08	12.706	< .05	.424	Modificable	Ajustar sintaxis
Ítem 10	14.301	< .05	.477	Inaceptable	Eliminar
Ítem 12	9.828	< .05	.328	Inaceptable	Eliminar
Ítem 13	12.791	< .05	.426	Modificable	Ajustar sintaxis
Ítem 23	19.227	< .05	.641	Modificable	Ajustar sintaxis
Ítem 24	1.7462	> .05	.058	Redundante con ítem 23	Eliminar
Ítem 28	16.291	< .05	.543	Inaceptable	Eliminar
Ítem 41	5.117	> .05	.171	Redundante con ítem 42	Eliminar
Ítem 44	17.625	< .05	.587	Redundante con ítem 34	Eliminar
Ítem 45	23.561	< .05	.785	Inaceptable	Eliminar
Ítem 46	19.107	< .05	.637	Redundante con ítem 43	Eliminar
Ítem 47	28.814	< .05	.960	Redundante con ítem 42	Eliminar
Ítem 50	22.360	< .05	.745	Modificable	Ajustar sintaxis
Ítem 51	16.625	< .05	.554	Inaceptable	Eliminar
Ítem 52	27.000	< .05	.900	Modificable	Ajustar sintaxis
Ítem 53	27.075	< .05	.903	Redundante con ítem 46	Eliminar
Ítem 55	21.835	< .05	.728	Modificable	Ajustar sintaxis

*Estadístico V de Aiken*

La validez de un instrumento está íntimamente relacionada con el grado de medición del test. Para ello, se “calcula la razón de un dato obtenido sobre la suma máxima de la diferencia de los valores posibles” (Eскурra-Mayaute, 1988, p. 107).

$$V = \frac{S}{(n(c - 1))}$$

Referencia:

- S: Sumatoria de puntaje
- n: Número de jueces
- c: Valor máximo de la escala (4 en este caso)

Este coeficiente de validez de contenido de Aiken permite obtener un valor que oscila entre 0 y 1, donde 0 indica que no existe validez y 1 implica máxima validez del contenido. Además, po-

see una significancia estadística y un intervalo de confianza del 95% (Penfield & Giacobbi, 2004).

Los ítems retenidos alcanzan valores superiores a .90 en todas las categorías; sin embargo, los ítems que demandan reformulación presentaron valores por debajo de .80 en algunos casos. En orden a la brevedad, solo se presentan los 6 ítems conflictivos recodificados.

En la Tabla 4 se puede observar que los puntos críticos de estos ítems son la claridad (08, 11, 21 y 41) y la relevancia (42 y 44). Respecto de la suficiencia y la coherencia, presentan valores aceptables por encima de .80 (Ibarra-Piza et al., 2018).

Los resultados del análisis *V* de Aiken presentaron valores superiores a .90 para todas las categorías y el valor de intervalo de confianza presentó valores por encima de .80. Esto evidencia la escasa dispersión de los valores del coeficiente (*V* de Aiken) y denota la existencia de diferencias significativas ( $p < .05$ ) en todas las categorías (Eскурra-Mayaute, 1988). (Ver Tabla 5).

**Tabla 4**Validez de contenido mediante *V* de Aiken por ítem conflictivo.

Ítem recodificado	Suficiencia	Claridad	Coherencia	Relevancia
Ítem 08 (08*)	.88	.58	.85	.93
Ítem 11 (13*)	.95	.60	.80	.80
Ítem 21 (23*)	.90	.50	.95	.93
Ítem 41 (50*)	.85	.40	.95	.88
Ítem 42 (52*)	.90	.98	1.0	.43
Ítem 44 (55*)	.85	.98	.93	.40

**Nota.** \*Codificación anterior.**Tabla 5**Validez de contenido mediante *V* de Aiken y los intervalos de confianza al 95%.

Categorías	V de Aiken	Sig. (bilateral)	95 % de intervalo de confianza de la diferencia	
			Inferior	Superior
Suficiencia	.972	.000 (< .05)	.959	.985
Claridad	.911	.000 (< .05)	.870	.951
Coherencia	.972	.000 (< .05)	.959	.985
Relevancia	.948	.000 (< .05)	.910	.986

**Nota.** Valor de prueba = 0

## Discusión

Todo instrumento de recolección de datos que se precie de efectivo debe ser evaluado por expertos en la cuestión que aprueben o refuten su diseño (Carvajal et al., 2011). Esto es lo que permite brindarle solidez en el diseño y en la confiabilidad para luego llevar a cabo su aplicación (Moreira-Mora, 2021). Además, se debe comprobar si cumple con los criterios métricos de validez, confiabilidad y calidad (Hernández-Sampieri & Mendoza-Torres, 2018), sin perder de vista la viabilidad y factibilidad de aplicación (Lugo & Ferrer, 2019).

El CACE es un instrumento que demanda una serie de consideraciones específicas al momento de su evaluación debido a la complejidad del tema que aborda. Es por esta razón que se concuerda con la postura de aquellos autores que sostienen la necesidad de realizar un análisis multimetódico o mixto al momento de evaluar

este instrumento como constructo psicométrico (Bulger & Housner, 2007; Haynes et al., 1995; Ibarra-Piza et al., 2018; Penfield & Giacobbi, 2004; Sireci, 1998).

El proceso de evaluación está basado en el modelo estructural de Escobar-Pérez y Cuervo-Martínez (2008), ya que se considera adecuado para brindar a los jueces un método claro y preciso de calificación mixta de la información suministrada (Galicia-Alarcón et al., 2017; Carbajal & Tamari, 2017; Juárez-Hernández & Tobón, 2018).

Si bien el proceso de validación mediante juicio de expertos es un sistema recomendado y muy efectivo, una de sus limitaciones más relevantes refiere a que dicha validación se sustenta en las opiniones de los expertos y no en datos extraídos del campo (Bruna-Jofré et al., 2020; Kane, 2013; Pedrosa et al., 2014). En consecuencia, el instrumento debe ser sometido en un futuro próximo a una serie de pruebas denominadas “piloto” para poder demostrar la validez, objeti-

vidad y confiabilidad de los indicadores mediante estadísticos más imparciales.

### Conclusión

Los datos analizados permitieron identificar falencias significativas en 17 ítems según el criterio de los 10 expertos. Once de estas falencias eran irreversibles, mientras que seis reactivos fueron reescritos y ajustados a los criterios de sintaxis y dimensiones especificadas.

Gracias a la colaboración de los jueces, se visibilizaron seis ítems que generaban redundancia en la información; además, surgieron a la luz conceptos ambiguos y poco claros en la redacción de los reactivos.

Sin embargo, los resultados de las diferentes pruebas estadísticas de Kendall y Friedman y de Aiken a las que se sometieron las respuestas de los expertos pusieron en relieve la validez del contenido del instrumento y la calidad en el dominio específico de la variable que evalúa. En consecuencia, estos indican que el instrumento sometido a evaluación de jueces expertos presenta cualidades psicométricas coherentes y adecuadas en relación con las variables que pretenden indagar. Por consiguiente, en vías a su validación empírica, la versión que será aplicada en una prueba piloto se constituye de 44 reactivos.

### Referencias

Álvarez, L., Álvarez, D., González-Castro, P., Núñez, J., & González-Pianda, J. (2006). Evaluación de los comportamientos violentos en los centros educativos. *Psicothema*, 18(4), 686-695. <https://www.psicothema.com>

Arellano, N. (2007). La violencia escolar y la provención del conflicto. *Orbis: Revista de Ciencias Humanas*,

3(7), 23-45. <http://www.revistaorbis.org>

Arias-Sandoval, L. (2009). Una mirada al fenómeno de la violencia escolar en Costa Rica. *Revista Electrónica Educare*, 13(1), 41-51. <https://doi.org/10.15359/ree.13-1.4>

Artigas, M. (1992). Conocimiento humano, fiabilidad y fiabilidad. *Anuario Filosófico*, 25(2), 277-294. <https://doi.org/10.15581/009.25.29954>

Ascorra-Costa, P., Cárdenas-Mancilla, K., & Álvarez-Figueroa, F. (2020). Gestión de la convivencia escolar a nivel intermedio: Diseño y validación de una escala. *Revista Evaluar*, 20(3), 1-19. <https://doi.org/10.35670/1667-4545.V20.N3.31700>

Ayala-Carrillo, M. del R. (2015). Violencia escolar: Un problema complejo. *Ra Ximhai*, 11(4). <http://www.raximhai.com.mx/Portal>

Bacchini, D., Affuso, G., & Aquilar, S. (2014). Multiple forms and settings of exposure to violence and values. *Journal of Interpersonal Violence*, 30(17), 3065-3088. <https://doi.org/10.1177/0886260514554421>

Baena-González, R., García-Tascón, M., Chavarría-Ortiz, C., Maciá, M. J., & Gallardo, A. M. (2021). Estudio preliminar para el diseño y validación de un cuestionario sobre la percepción de la seguridad según el sistema antivuelco de las porterías en eventos deportivos. *Cultura, Ciencia y Deporte*, 16(50), 583-592. <https://doi.org/10.12800/ccd.v16i50.1613>

Belloch, C. (2012). Las tecnologías de la información y comunicación en el aprendizaje. En Recursos tecnológicos en educación y logopedia. <https://www.uv.es/belloch>

Benish-Weisman, M., Oreg, S., & Berson, Y. (2022). The contribution of peer values to children's values and behavior. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 48(6), 844-864. <https://doi.org/10.1177/01461672211020193>

Berger, V. W., & Zhou, Y. (2014). Kolmogorov-Smirnov Test: Overview. *Wiley StatsRef: Statistics Reference Online*. <https://doi.org/10.1002/9781118445112.STAT06558>

Bruna-Jofré, C., Espinoza-Parcet, C., Fernández-Branada,

- C., Sánchez-Bizama, J., & Díaz-Bormann, E. (21, 22 y 23 de octubre de 2020). Validez de contenido de instrumento para evaluar percepción de estudiantes sobre intervenciones pedagógicas en aulas universitarias. En COINCOM, Libro de Congreso: *IX Congreso Internacional sobre Competencias y Educación COINCOM2020 "Modernización de la Educación en la Era Digital"*. Universidad de Concepción Chile. <http://memoriascimted.com>
- Bulger, S. M., & Housner, L. D. (2007). Modified Delphi investigation of exercise science in physical education teacher education. *Journal of Teaching in Physical Education*, 26(1), 57-80. <https://doi.org/10.1123/JTPE.26.1.57>
- Cabero-Almenara, J., Romero-Tena, R., & Palacios-Rodríguez, A. (2020). Evaluation of teacher digital competence frameworks through expert judgement: The use of the Expert Competence Coefficient. *Journal of New Approaches in Educational Research (NAER Journal)*, 9(2), 275-293. <https://doi.org/10.7821/naer.2020.7.578>
- Carbajal, A. B., & Tamari, K. (2017). Validez de contenido y confiabilidad inter-observadores de Escala Integral Calidad de Vida. *Revista de Psicología (PUCP)*, 35(2), 641-666. <https://doi.org/10.18800/PSICO.201702.009>
- Carola-Pérez, J., Astudillo, J., Jorge-Varela, T., & Felipe-Lecannelier, A. (2013). Evaluación de la efectividad del Programa Vínculos para la prevención e intervención del bullying en Santiago de Chile. *Psicología Escolar e Educativa*, 17(1), 163-172. <https://doi.org/10.1590/S1413-85572013000100017>
- Carrillo-Izquierdo, A. (2021). La víctima en el bullying. En M. E. Nieto-Cabrera (Ed.), *Víctimas sociales y víctimas de delitos: La promoción personal y social a través de la intervención* (pp. 211-226). <https://www.torrossa.com>
- Carvajal, A., Centeno, C., Watson, R., Martínez, M., & Sanz-Rubiales, Á. (2011). ¿Cómo validar un instrumento de medida de la salud? *Anales del Sistema Sanitario de Navarra*, 34(1), 63-72. <https://recyt.fecyt.es/index.php/ASSN/index>
- Castro-Santander, A. (2007). *Violencia silenciosa en la escuela. Dinámica del acoso escolar y laboral*. Bonum.
- Castro-Santander, A. (2013). Formar para la ciberconvivencia Internet y prevención del ciberbullying. *Revista Integra Educativa*, 6(2), 49-70. [http://www.scielo.org.bo/scielo.php?script=sci\\_serial&pid=1997-4043&lng=es&nrm=iso](http://www.scielo.org.bo/scielo.php?script=sci_serial&pid=1997-4043&lng=es&nrm=iso)
- Castro-Santander, A. (2017). *Desaprender la violencia: Un nuevo desafío educativo*. Bonum.
- Cohen, R. J., & Swerdlik, M. E. (2001). *Pruebas y evaluación psicológicas: Introducción a las pruebas y a la medición* (4ª ed.). McGraw-Hill.
- Comisión Económica para América Latina. (2019). *La agenda 2030 y los objetivos de desarrollo sostenible: Una oportunidad para América Latina y el Caribe. Objetivos, metas e indicadores mundiales*. CEPAL. <https://www.cepal.org/es>
- Cunha, F., Hu, Q., Xia, Y., & Zhao, N. (2023). *Reducing bullying: Evidence from a parental involvement program on empathy education*. NBER Working Paper No. 30827. <https://doi.org/10.3386/W30827>
- Dorantes-Nova, J. A., Hernández-Mosqueda, J. S., & Tobón-Tobón, S. (2016). Juicio de expertos para la validación de un instrumento de medición del Síndrome de Burnout en la docencia. *Ra Ximhai: Revista Científica de Sociedad, Cultura y Desarrollo Sostenible*, 12(6), 327-346. <http://www.raximhai.com.mx/Portal>
- Escobar-Pérez, J., & Cuervo-Martínez, Á. (2008). Validez de contenido y juicio de expertos: Una aproximación a su utilización. *Avances en Medición*, 6, 27-36. [https://www.humanas.unal.edu.co/lab\\_psicometria/revista-avances-en-medicion](https://www.humanas.unal.edu.co/lab_psicometria/revista-avances-en-medicion)
- Escurra-Mayaute, L. M. (1988). Cuantificación de la validez de contenido por criterio de jueces. *Revista de Psicología*, 6(1-2), 103-111. <https://doi.org/10.18800/PSICO.198801-02.008>
- Fernández, A., Pérez, E., Alderete, A. M., Richaud, C., & Fernández-Liporace, M. F. (2010). ¿Construir o adaptar tests psicológicos? Diferentes respuestas a

- una cuestión controvertida. *Revista Evaluar*, 10(1), 60-74. <https://doi.org/10.35670/1667-4545.V10.N1.459>
- Galicia-Alarcón, L. A., Balderrama-Trápaga, J. A., & Navarro, R. E. (2017). Validez de contenido por juicio de expertos: Propuesta de una herramienta virtual. *Apertura*, 9(2), 42-53. <https://doi.org/10.32870/Ap.v9n2.993>
- García-Montañez, M., & Amaury-Ascensio-Martínez, C. (2015). Bullying y violencia escolar: Diferencias, similitudes, actores, consecuencias y origen. *Revista Intercontinental de Psicología y Educación*, 17(2), 9-38. <https://dialnet.unirioja.es/servlet/revista?codigo=17329>
- Gasso, A. M., Fernández-Cruz, V., Montiel-Juan, I., & Agustina, J. R. (2018). Violencia escolar a través de medios digitales: Del bullying al cyberbullying. *Educación y Futuro: Revista de Investigación Aplicada y Experiencias Educativas*, 38, 57-82. <http://hdl.handle.net/20.500.12328/1526>
- González-Viera, D., Socorro-Quesada, M., Gómez-Ravelo, I., de las Cuevas-Milán, H. R., & Fernández de Castro-Fabré, A. (2018). Indicators for the evaluation of impact of the technological administration in rice tillage. *Revista Ciencias Técnicas Agropecuarias*, 39(1), 99-109. <http://search.ebscohost.com/login.aspx?direct=true&db=a9h&AN=129551922&amplang=es&site=ehost-live>
- Granato, D., de Araújo-Calado, V. M., & Jarvis, B. (2014). Observations on the use of statistical methods in food science and technology. *Food Research International*, 55, 137-149. <https://doi.org/10.1016/J.FOODRES.2013.10.024>
- Hanney, S., Greenhalgh, T., Blatch-Jones, A., Glover, M., & Raftery, J. (2017). The impact on healthcare, policy and practice from 36 multi-project research programmes: Findings from two reviews. *Health Research Policy and Systems*, 15, Article 26. <https://doi.org/10.1186/s12961-017-0191-y>
- Haynes, S. N., Richard, D. C. S., & Kubany, E. S. (1995). Content validity in psychological assessment: A functional approach to concepts and methods. *Psychological Assessment*, 7(3), 238-247. <https://doi.org/10.1037/1040-3590.7.3.238>
- Hernández-Sampieri, R., & Mendoza-Torres, C. (2018). *Metodología de la investigación: Las rutas cuantitativa, cualitativa y mixta*. Mc Graw Hill.
- Hyrkäs, K., Appelqvist-Schmidlechner, K., & Oksa, L. (2003). Validating an instrument for clinical supervision using an expert panel. *International Journal of Nursing Studies*, 40(6), 619-625. [https://doi.org/10.1016/S0020-7489\(03\)00036-1](https://doi.org/10.1016/S0020-7489(03)00036-1)
- Ibarra-Piza, S., Segredo-Santamaria, S., Juárez-Hernandez, L., & Tobón, S. (2018). Estudio de validez de contenido y confiabilidad de un instrumento para evaluar la metodología socioformativa en el diseño de cursos. *Revista Espacios*, 39(53). <https://www.revistaespacios.com>
- Juárez-Hernández, L. G., & Tobón, S. (2018). Análisis de los elementos implícitos en la validación de contenido de un instrumento de investigación. *Revista Espacios*, 39(53). <https://www.revistaespacios.com>
- Kane, M. T. (2013). Validating the interpretations and uses of test scores. *Journal of Educational Measurement*, 50(1), 1-73. <https://doi.org/10.1111/JEDM.12000>
- Lugo, N. T., & Ferrer, R. L. (2019). Validación de un cuestionario sobre factores de riesgo para defectos congénitos. *Revista Cubana de Investigaciones Biomédicas*, 38(4). <http://www.revibiomedica.sld.cu/index.php>
- Martínez-Torres, J., Ganem, A. E., Contreras, M. M., Leal, E. K., Soto, M., & Fernández, J. (2014). Prevalencia y factores de riesgo para ser víctima de bullying en escolares de 8 a 12 años de edad en una escuela pública. *Revista Chilena de Terapia Ocupacional*, 14(1), 81-88. <https://doi.org/10.5354/0719-5346.2014.32392>
- Matheus-Marín, A. C., Romero-López, R., & Parroquín-Amaya, P. C. (2017). Validación por expertos de un instrumento para la identificación de habilidades y competencias de un profesional en el área de logística. *CULCyT: Cultura Científica y Tecnológica*, 63(14-Especial), 227-238. <https://erevistas.uacj.mx/>

[ojs/index.php/culcyt/index](https://ojs/index.php/culcyt/index)

- McGartland, D., Berg-Weger, M., Tebb, S., Lee, E., & Rauch, S. (2003). Objectifying content validity: Conducting a content validity study in social work research. *Social Work Research, 27*(2), 94-104. <https://doi.org/10.1093/swr/27.2.94>
- Moreira-Mora, T. E. (2021). Propiedades psicométricas de una prueba de admisión universitaria. *Revista Evaluar, 21*(1), 73-93. <https://doi.org/10.35670/1667-4545.V21.N1.32833>
- Nieto, B., Portela, I., López, E., & Domínguez, V. (2018). Verbal violence in students of compulsory secondary education. *European Journal of Investigation in Health, Psychology and Education, 8*(1), 5-14. <https://www.mdpi.com/journal/ejihpe>
- Novalbos, L. (1998). Los efectos de “La guerra de los mundos” en la audiencia. Factores desencadenantes del “pánico radiofónico”. *Semiósfera: Humanidades-Tecnologías, 8*, 119-137. <https://e-archivo.uc3m.es/handle/10016/6600>
- Oliva-Zárate, L. (2013). La violencia escolar desde la infancia hasta la juventud. *Revista Costarricense de Psicología, 32*(2), 137-154. <http://rcps-cr.org>
- Olivera-Carhuaz, E., & Yupanqui-Lorenzo, D. (2020). Violencia escolar y funcionalidad familiar en adolescentes con riesgo de deserción escolar. *Revista Científica de la UCSA, 7*(3), 3-13. <http://revista-ucsa-ct.edu.py/ojs/index.php/ucsa/index>
- Organización de las Naciones Unidas para la Educación, la Ciencia y la Cultura. (2019). *Behind the numbers: Ending school violence and bullying*. UNESCO. <https://unesdoc.unesco.org>
- Ortega-Barón, J., Buelga, S., Cava, M. J., & Torralba, E. (2017). Violencia escolar y actitud hacia la autoridad de estudiantes agresores de cyberbullying. *Revista de Psicodidáctica, 22*(1), 23-28. [https://doi.org/10.1016/S1136-1034\(17\)30040-0](https://doi.org/10.1016/S1136-1034(17)30040-0)
- Otzen, T., Manterola, C., Rodríguez-Núñez, I., & García-Domínguez, M. (2017). La necesidad de aplicar el método científico en investigación clínica: Problemas, beneficios y factibilidad del desarrollo de protocolos de investigación. *International Journal of Morphology, 35*(3), 1031-1036. <https://doi.org/10.4067/S0717-95022017000300035>
- Parra-Valero, P., & Oliveira, L. (2018). Fake news: Una revisión sistemática de la literatura. *Observatorio (OBS\*)*, *Special Issue*, 54-78. <https://doi.org/10.15847/obsOBS12520181374>
- Pedrosa, I., Suárez-Álvarez, J., & García-Cueto, E. (2014). Evidencias sobre la validez de contenido: Avances teóricos y métodos para su estimación. *Acción Psicológica, 10*(2), 3-18. <https://doi.org/10.5944/ap.10.2.11820>
- Penfield, R. D., & Giacobbi, P. R. (2004). Applying a score confidence interval to Aiken's Item Content-Relevance Index. *Measurement in Physical Education and Exercise Science, 8*(4), 213-225. [https://doi.org/10.1207/S15327841MPEE0804\\_3](https://doi.org/10.1207/S15327841MPEE0804_3)
- Pérez, D., & Dressler, M. (2007). Tecnologías de la información para la gestión del conocimiento. *Intangible Capital, 3*(1), 31-59. <https://www.intangiblecapital.org/index.php/ic>
- Pérez-Iribar, G., Beleño-Fuentes, M., Nuñez-Peña, C. R., & Orquera-Cadena, M. (2017). Valoración del resultado científico de la investigación. Una experiencia desde la aplicación del criterio de experto. *Olimpia: Publicación Científica de la Facultad de Cultura Física de la Universidad de Granma, 14*(46), 154-168. <https://revistas.udg.co.cu/index.php/olimpia/index>
- Pies, I., & Koslowski, P. (Eds.). (2011). *Corporate citizenship and new governance*. Springer Netherlands. <https://doi.org/10.1007/978-94-007-1661-2>
- Poppy, G. (2015). Science must prepare for impact. *Nature, 526*(7571), 7. <https://doi.org/10.1038/526007a>
- Puértolas-Jiménez, A., & Montiel-Juan, I. (2017). Bullying en la educación secundaria: Una revisión sobre las características de las víctimas y las víctimas-acosadores y las consecuencias de su victimización. *Revista de Victimología, 5*, 85-128. <http://www.huygens.es/journals/index.php/revista-de-victimologia/index>

- Romero-Abrio, A., Musitu, G., Callejas-Jerónimo, J. E., Sánchez-Sosa, J. C., & Villarreal-González, M. E. (2018). Factores predictores de la violencia relacional en la adolescencia. *Liberabit*, 24(1), 29-43. <https://doi.org/10.24265/LIBERABIT.2018.V24N1.03>
- Sireci, S. G. (1998). The construct of content validity. *Social Indicators Research*, 45(1), 83-117. <https://doi.org/10.1023/A:1006985528729>
- Skjong, R., & Wentworth, B. (2000). Expert judgement and risk perception. *International Society of Offshore and Polar Engineers*, 6, 537-544. <https://onepetro.org/ISOPEIOPEC/proceedings-abstract/ISOPE01/All-ISOPE01/8186>
- Solans-Domènech, M., Pons, J. M., Adam, P., Grau, J., & Aymerich, M. (2019). Development and validation of a questionnaire to measure research impact. *Research Evaluation*, 28(3), 253-262. <https://doi.org/10.1093/RESEVAL/RVZ007>
- Soneira, A. (2006). La teoría fundamentada en los datos (Grounded Theory) de Glaser y Strauss. En I. Vasilachis de Gialdino (Ed.), *Estrategias de Investigación Cualitativa* (pp. 153-173). Gedisa.
- Strauss, A., & Corbin, J. (2016). *Bases de la investigación cualitativa: Técnicas y procedimientos para desarrollar la teoría fundamentada* (2<sup>da</sup> ed.). Editorial Universidad de Antioquia.
- Sullivan, G. M., & Artino, A. R. (2013). Analyzing and interpreting data from likert-type scales. *Journal of Graduate Medical Education*, 5(4), 541-542. <https://doi.org/10.4300/JGME-5-4-18>
- Tejada, E., Garay, U., Romero, A., & Bilbao, N. (2021). El bullying desde el punto de vista del acosador: Análisis y procedimiento. *Revista de Investigación Educativa*, 39(2), 373-390. <https://doi.org/10.6018/RIE.422671>
- Ubieto-Pardo, J. R. (2021). Los terceros en el bullying: ¿testigos o cómplices? *Revista de la Asociación Española de Neuropsiquiatría*, 41(139), 267-278. <https://www.revistaaen.es/index.php/aen>
- Vasilachis de Gialdino, I. (Ed.) (2006). *Estrategias de investigación cualitativa*. Gedisa.

## ANEXO 1

### Guía para la realización de un juicio de expertos

#### “Cuestionario de Acoso y Ciberacoso Escolar (CACE)”

##### Evaluación de Expertos

Estimado juez: Usted ha sido seleccionado para evaluar el instrumento denominado “Cuestionario de Acoso y Ciberacoso Escolar (CACE)”. Su aporte es de gran importancia para que los resultados que se obtengan de la aplicación, sean pertinentes con las variables que se desean medir. Gracias por su colaboración.

##### **Datos del Experto:**

Nombre y apellido:

Formación Académica:

Área de Experticia:

Dependencia institucional:

##### **El objetivo del test**

i. Objetivo general:

- 1) Identificar la existencia de situaciones de acoso escolar.

i. Objetivos desagregados:

- 2) Identificar perfiles de los participantes (víctima, acosador, testigo).
- 3) Identificar tipos de acoso (indirecto, directo, social, verbal, cibernético).

### **Objetivo de la evaluación**

- i. Identificar coherencia entre indicadores presentados en los ítems y las variables que pretenden medir.
- ii. Corroborar la adecuación del lenguaje utilizado en cada ítem en relación a la población a la que se dirige el instrumento.

### Características de la población de aplicación

El instrumento está diseñado para estudiantes de nivel secundario común desde primero a sexto año. Su aplicación podría extenderse a estudiantes de sexto y séptimo grado de primaria. El constructo está diseñado para el rango de edad que va desde los 11 años a los 18 años.

### **1. Planilla de variables, dimensiones e indicadores del instrumento**

Variable	Dimensión	Indicador
1. Violencia física indirecta	Acoso indirecto	Esconder
		Robar
		Romper
2. Violencia física directa	Opresión	Impedir que vaya al baño, al patio, al curso, etc.
		Impedir que pase por el pasillo u otro lugar.
		Encerrar en el baño, armario, habitación, etc.
		Otro: .....
	Agresión Física	Pegar (piña, cachetadas, coschacho, etc.)
		Empujar
		Dar patadas
		Escupir
		Poner zancadillas
		Amenazar con armas: revólver, cuchillo, objeto punzante, cutter, etc.
		Encerrar en el baño u otro espacio
		No dejar pasar
		Tirón de pelos
		Lanzar objetos
		Capacho
Otros.....		
3. Violencia verbal gestual directa	Humillación	Burlas
		Sarcasmo
		Ridiculizar
		Poner nombres despectivos (Sobrenombres)
		Dedicar canciones
		Imitación
	Insultar	Insultar
	Amenazar	Amenazar
Extorsión	Extorsionar	

Variable	Dimensión	Indicador
4. Violencia social relacional indirecta	Exclusión	Rechazo
		Discriminación: posibles causas de la discriminación: raza, religión, nerd, etc., pero no medimos la causa sino hecho fáctico de discriminación. Existe discriminación sí/no.
	Injuriar	Calumniar
		Mentir
		Inventar historias falsas
		Chismorrear, murmurar
Otro...		
5. Violencia Ciberacoso a. Violencia verbal gestual indirecta b. Violencia social relacional indirecta	a. Humillación	Burlas
		Sarcasmo
		Ridiculizar (fotos – videos – memes)
		Poner nombres despectivos (Sobrenombres)
		Robar acceso a cuentas
		Imitación
	a. Insultar	Insultar - memes
	a. Amenazar	Amenazar (fotos – videos)
	a. Extorsión	Extorsionar (fotos – videos)
	b. Exclusión	Rechazo
		Discriminación: posibles causas de la discriminación: raza, religión, nerd, etc., pero no medimos la causa sino hecho fáctico de discriminación. Existe discriminación sí/no.
	b. Injuriar	Calumniar
		Mentir
		Inventar historias falsas
		Chismorrear
Otro...		

## 2. Criterios para evaluar el Instrumento

### Referencias de calificación:

- 1) No cumple con el criterio
- 2) Bajo Nivel
- 3) Moderado nivel
- 4) Alto nivel

De acuerdo con los siguientes indicadores califique cada uno de los ítems según corresponda.

Categoría	Referencia	Valor
<b>SUFICIENCIA (Suf.):</b> Los ítems que pertenecen a una misma dimensión o variable bastan para obtener la medición de ésta.	Los ítems no son suficientes para medir la dimensión.	1
	Los ítems miden algún aspecto de la dimensión, pero no corresponden con la dimensión total.	2
	Se deben incrementar algunos ítems para poder evaluar la dimensión completamente.	3
	Los ítems son suficientes.	4

Categoría	Referencia	Valor
<b>CLARIDAD (Clar.):</b> El ítem se comprende fácilmente, es decir, su sintaxis y semántica son adecuadas.	El ítem no es claro.	1
	El ítem requiere bastantes modificaciones en el uso de las palabras de acuerdo con su significado o el orden de las mismas.	2
	Se requiere una modificación muy específica de algunos de los términos del ítem.	3
	El ítem es claro, tiene semántica y sintaxis adecuada.	4
<b>COHERENCIA (Coh.):</b> El ítem tiene relación lógica con la dimensión o indicador que está midiendo.	El ítem no tiene relación lógica con la dimensión.	1
	El ítem tiene una relación tangencial con la dimensión.	2
	El ítem tiene una relación simple con la dimensión que está midiendo.	3
	El ítem se encuentra completamente relacionado con la dimensión que está midiendo.	4
<b>RELEVANCIA (Rel.):</b> El ítem es esencial o importante, es decir debe ser incluido.	El ítem puede ser eliminado sin que se vea afectada la medición de la dimensión.	1
	El ítem tiene alguna relevancia, pero otro ítem puede estar incluyendo lo que mide éste.	2
	El ítem tiene relevancia y puede ser incluido.	3
	El ítem es muy relevante (esencial) y debe ser incluido.	4

**Nota.** Planilla de juicio de expertos. Tomado de Validez de contenido y juicio de expertos: una aproximación a su utilización (p. 35) por Escobar-Pérez y Cuervo-Martínez (2008).

### 3. Planilla de evaluación de ítems

Dimensión	Ítem	Puntaje				Observaciones
		Suf.	Clar.	Coh.	Rel.	
Acoso Indirecto	1					
	2					
	3					
	4					
	5					
	6					
Opresión	7					
	8					
Agresión Física	9					
	10					
	11					
	12					
	13					
	14					
Humillación	15					
	16					
	17					

Dimensión	Ítem	Puntaje				Observaciones
		Suf.	Clar.	Coh.	Rel.	
Insulto	18					
	19					
	20					
Amenaza	21					
	22					
Extorsión	23					
	24					
Exclusión	25					
	26					
	27					
	28					
	29					
	30					
	31					
Injuriar	32					
	33					
	34					
(Ciberacoso) a. Humillación	35					
	36					
	37					
	38					
	39					
	40					
	41					
	42					
a. Insulto	43					
	44					
	45					
a. Amenaza	46					
a. Extorsión	47					
b. Exclusión	48					
b. Injuriar	49					
	50					
	51					
	52					
	53					
	54					